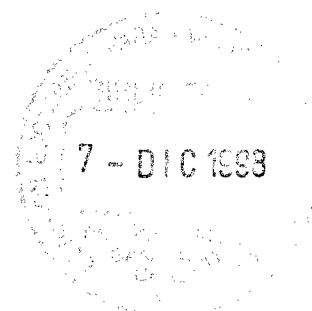


D-12513.00

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
CELADE -SANTIAGO

MAESTRIA EN DEMOGRAFIA
1985-1986



TESIS DE GRADO

TITULO: SESGOS DE LA MORTALIDAD, OMISION CENSAL Y MOVILIDAD
ESPACIAL EN LAS ESTIMACIONES DE LA FECUNDIDAD MEDIANTE
LA TECNICA DE LOS HIJOS PROPIOS.

AUTOR: EDGAR SARDI.

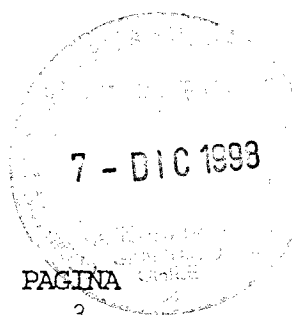
ASESOR: JOSE MIGUEL GUZMAN.

SANTIAGO DE CHILE
DICIEMBRE 1986

CELADE - SISTEMA "OCFA"
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

12513.00
(32645)

INDICE



	PAGINA
I INTRODUCCION.....	3
II CONSIDERACIONES GENERALES.....	5
2.1 LA INFORMACION BASICA.....	5
2.2 LA TECNICA DE LOS HIJOS PROPIOS.....	8
2.3 ASPECTOS METODOLOGICOS.....	15
2.3.1- MORTALIDAD.....	16
2.3.2- OMISION CENSAL.....	24
2.3.3- MOVILIDAD ESPACIAL.....	27
III SESGOS DE LA MORTALIDAD.....	34
3.1 SEGUN LOS MODELOS DE COALE-DEMEY.....	36
3.2 SEGUN LA TABLA DE VIDA DEL PERIODO CENSAL CONSTRUIDA CON DATOS DE ESTADISTICAS VITALES.....	41
3.3 SEGUN LA MORTALIDAD DE CADA COHORTE EN CHILE.....	45
IV SESGOS DE MORTALIDAD VARIABLE Y OMISION CENSAL.....	51
4.1 SEGUN LA OMISION CENSAL POR GRUPOS QUINQUENALES....	55
4.2 SEGUN LA OMISION CENSAL POR EDADES SIMPLES.....	59
4.3 COMPATIBILIZACION DE DOS FUENTES SEGUN LOS SESGOS LOS SESGOS CONSIDERADOS.....	78
V SESGOS DE LA MOVILIDAD ESPACIAL.....	79
VI CONSIDERACIONES FINALES.....	85
VII BIBLIOGRAFIA Y NOTAS.....	89
VIII ANEXOS.....	I
8.1 ANEXO1 NUMERADORES Y DENOMINADORES DE LAS TASAS	
8.2 ANEXO2 TABULACIONES Y CUADROS BASICOS	
8.3 ANEXO3 GRAFICOS	



"Sin duda alguna es más fácil encontrar una demostración cuando ya se ha alcanzado, por medio del método, un conocimiento previo de la cuestión, que buscar una prueba sin que existan nociones precedentes sobre la materia"

ARQUIMEDES

INTRODUCCION

La fecundidad humana, como proceso complejo responsable del mantenimiento biológico de la sociedad, constituye un aspecto esencial de los estudios demográficos en especial lo concerniente a su incidencia en el crecimiento de la población.

Demógrafos y estudiosos de los problemas del comportamiento de las poblaciones, motivados quizás por la preocupación de los centros de poder internacional con sede en los países capitalistas desarrollados sobre las altas tasas de crecimiento poblacional, formularon una serie de métodos y técnicas de medición indirecta para estimar las diferentes componentes que son causa de éste rápido crecimiento. Es así, como hoy día se cuentan con técnicas que permiten efectuar estimaciones de fecundidad, mortalidad infantil, mortalidad adulta femenina, migración etc, en todos los países de la región sin los cuales éstas serían muy deficientes debido a la mala calidad de los datos que caracteriza a la mayoría de éstos.

Las técnicas en su origen, fueron diseñadas para países africanos o asiáticos caracterizados por poseer censos y estadísticas vitales deficientes, las cuales no permitían a diferencia de los países llamados desarrollados, la obtención de "buenas" estimaciones de las componentes demográficas que tienen mayor impacto sobre el crecimiento y la estructura por edades de una población.

América Latina como región en desarrollo, es considerada área con estadísticas vitales y censos deficientes en la mayoría de países que la conforman. Por esta razón, estas técnicas han sido implementadas en los procesos de estimación de las componentes demográficas en los diferentes institutos especializados para tal fin en cada uno de los países de la región.

Una de las tantas técnicas desarrolladas con éstos fines y aplicadas con mucha frecuencia en América Latina, es la Técnica de los Hijos Propios elaborada inicialmente por Gravill y Cho que permite derivar estimaciones de fecundidad de los censos de población o encuestas. En la región ha sido

utilizada en muchos países como Argentina, Colombia, Costa Rica, Panamá, Guatemala, Chile, Bolivia caracterizados todos ellos por poseer información censal de diferente calidad y niveles de mortalidad extremos.

El objetivo general del trabajo es determinar los sesgos que se introducen en las estimaciones de la fecundidad mediante la técnica de los hijos propios al no tener en cuenta los cambios de la mortalidad, la no utilización de factores de corrección de errores de omisión y de declaración de la edad, así como de los flujos migratorios. Por lo tanto, el sentido básico en éste documento no es obtener las estimaciones del nivel de la fecundidad de un país determinado. Está encaminado a delucidar la importancia de los desvios que se presentan en dichas estimaciones, al no ser considerados los aspectos anteriores difíciles de controlar en su totalidad. Estos en conjunto o unilateralmente afecta de diferente manera a las variables ligadas desde siempre al crecimiento poblacional; de ahí su importancia no solo desde un punto de vista teórico sino que también se hace imprescindible desde el punto de vista metodológico.

Para tal fin se tomará la tasa global de fecundidad, índice resumen del nivel que se interpreta como "el número medio de hijos por mujer al final del período reproductivo de una cohorte hipotética de mujeres que ha estado sujeta a la fecundidad por edades de un momento determinado, bajo el supuesto de que fuera esa la fecundidad que tendría a cada edad la cohorte considerada y suponiendo además que la mortalidad de las mujeres es nula hasta el fin del período reproductivo".

Teniendo en cuenta todas las premisas conocidas sobre problemas de información, el comportamiento de la mortalidad por edad diferencial y el incremento de los flujos migratorios entre áreas geográficas, parece justificable el intento de buscar en que magnitud se ven afectadas las estimaciones de fecundidad obtenidas por esta técnica, al ir considerando cada uno de los tres aspectos enunciados. Es de notar que se ha dejado de considerar un hecho que es de suma importancia en la calidad de la estimación mediante la técnica de los hijos propios, como lo es la forma de establecer el vínculo madre-hijo, proceso que por motivos de tiempo cae fuera del alcance del trabajo.

II CONSIDERACIONES GENERALES

2.1 LA INFORMACION BASICA.

Los datos básicos para la técnica a analizar en éste trabajo, proviene de la información contenida en la boleta de empadronamiento diseñada para captar información de cada miembro del hogar en el censo o encuesta. Las preguntas relacionadas con la técnica de los hijos propios, la cual será detallada en los apartes siguientes són:

Cual es su relación de parentesco con el jefe de hogar?

Las cuales son las siguientes: Esposo, Conviviente, Hijo, Nieto, Padre o Suegro, Otro Pariente y Otro no Pariente.

Sexo?

Edad?

Cuántos hijos nacidos vivos ha tenido?

Cuántos están vivos?

Para efectos del trabajo, es posible disponer de las distintas tabulaciones producidas por el CELADE para la aplicación de la técnica en diferentes países de Latinoamérica. Teniendo en cuenta el objetivo que motivó la realización de esta investigación, se tomaron como casos particulares los censos de Chile de 1970 y 1982 así como la Encuesta Demográfica Nacional de Honduras, Edenh II, efectuada entre el 1 de Julio de 1983 y el 30 de Enero de 1984.

El escogimiento de éstas fuentes se puede justificar por lo siguiente:

1.- Chile posee estadísticas vitales de buena calidad, lo cual permite disponer de una serie de tablas de vida, entre 1930 y 1985, para la obtención de mortalidad por cada cohorte de edad.

2.- Estos países pertenecen a contextos diferentes dentro de América Latina, y por lo tanto, poseen características demográficas distintas tanto en tendencias como niveles. Este aspecto es fundamental en la discusión sobre la incidencia en las estimaciones al elegir un patrón modelo de mortalidad de las familias de Coale-Demeny.

3.- La ganancia en años de vida logrados en América Latina en el último decenio, son debidos principalmente a reducciones de la mortalidad infantil, a pesar de lo cual las muertes de menores de cinco años aún representa una proporción importante de las muertes totales de la región. El caso de Chile es muy especial respecto del comportamiento de la mortalidad en el primer año de vida del niño.

CUADRO 1

CHILE: MORTALIDAD INFANTIL POR QUINQUENIOS ENTRE 1950-1985

PERIODO	190
1950-1955	126.16
1955-1960	118.29
1960-1965	109.39
1965-1970	90.13
1970-1975	69.89
1975-1980	46.61
1980-1985	23.72
DESCENSO 1975-1985	49.11%

Fuente: INE-CELADE:Chile:Estimaciones y Proyecciones de Población 1950-2000.

Como puede observarse en el cuadro 1, su descenso es bastante pronunciado a través del tiempo siendo del 49.11% en el último decenio. Honduras es un caso opuesto al de Chile, en donde si bien se han presentado disminuciones importantes en la mortalidad temprana, ver cuadro 2, no lo es en la misma intensidad siendo en el último decenio del 27.4%.

CUADRO 2
HONDURAS:MORTALIDAD INFANTIL SEGUN PERIODOS
PROVENIENTES DE DIFERENTES FUENTES

FUENTE	PERIODO	190
EDENH I-RETROSP.	1967-1968	127
CENSO 1974	1968-1970	112
EDENH I-PROSPEC.	1971-1972	117
TABLA DE VIDA	1973-1975	107
ENPA 1981	1976-1978	90
EDENH II	1978-1980	85
DESCENSO 1973-1980	27.4%	

FUENTE:EDENH II 1983. Informe general.CELADE San Jose 1985.

4.- La calidad de los empadronamientos en los países de la región presentan muchos altibajos entre sí, como también al mirar un mismo país a través de sus diferentes censos. De acuerdo al cuadro 4, podemos constatar lo anterior. Los censo de Chile de 1970 y 1982 muestran una gran diferencia respecto de la calidad de la declaración de la edad, lo cual puede permitir la determinación de la sensibilidad en las estimaciones del nivel de la fecundidad en un país, de acuerdo a la calidad de la declaración de la edad.

La Edenh II se puede considerar como una encuesta de buena calidad con un índice de Myers de 5.7 para la población total, ver cuadro 4, indicativo de que la preferencia de dígitos no es alta.

2.2 LA TÉCNICA DE LOS HIJOS PROPIOS

Esta técnica fué elaborada originalmente por Lee Jay CHO y Grabill W.H. en 1965(1)(2), para estimar la fecundidad basado en datos censales o de encuestas de niños menores de cinco años y sus respectivas madres. Posteriormente la técnica ha sido perfeccionada por CHO en 1974 y algunos colaboradores como Retherford y Feeney del East-West Population Institute de Honolulu.

La técnica parte del supuesto básico de que los niños menores de un año enumerados en el censo o encuesta son los sobrevivientes de los nacimientos ocurridos en el año inmediatamente anterior al censo; los niños de un año de edad, corresponden a los sobrevivientes de los nacimientos acontecidos en el segundo año anterior al empadronamiento y así sucesivamente.

En la aplicación de la técnica se pueden identificar dos componenets que constituyen la estructura metodológica de ella. Estos son:

- a.- La asignación o pareo madre-hijo.
- b.- La retroproyección de la población sobreviviente al momento del censo o encuesta.

Cada una de éstas componentes, poseen supuestos implícitos importantes tales como:

I.- De la parte a se puede considerar los siguientes.

1.- Que en la mayoría de los hogares los niños conviven con sus madres.

Esto permite mediante el programa Match, el cual utiliza criterios lógicos basados en la relación de parentesco y otros datos que aparecen en una boleta de empadronamiento censal, poder obtener la asignación hijo-madre lo cual constituye la tabla básica para la aplicación de la técnica. Si se dispone de información para identificar a la verdadera madre, la tabla básica necesaria para la aplicación de la técnica es inmediata. Las fuentes de datos con las cuales normalmente se puede contar en los países de

América Latina, no disponen de tal información, por lo que el pareo madre-hijo se realiza mediante una versión modificada del programa MATCH. Esta modificación elaborada por Cho en el East-West Population Institute fué necesaria, ya que su elaboración original estaba destinada a la aplicación en los censos de países asiáticos (censo de Korea). En dichos países la mujer con hijos se declara casada y si es soltera no es sometida a las preguntas de fecundidad, característica que no predomina en nuestros países.

El proceso de asignación, si bien no se incluye en éste trabajo, es uno de los aspectos importantes para la obtención de buenas estimaciones de fecundidad; ya que un error en ella puede conducir a sesgos en la evolución de las tasas de fecundidad por edad o distorsiones generales de las estimaciones.

2.- La distribución de niños de edad x sin madre asignada con respecto a la edad que esta tendría, es idéntica a la observada entre los niños de edad x cuyas madres fueron identificadas. Esto es necesario ya que la técnica al efectuar la estimación de los nacimientos en cada uno de los períodos anuales anteriores efectúa una redistribución de niños con madre no identificada mediante el factor de corrección por hijos no propios.

Uno de los aspectos importantes que indica la calidad de las estimaciones a obtener, es la magnitud y el comportamiento de la serie de aquellos niños de edad x al momento del censo sin madre. Si la magnitud de la distribución de los hijos no propios para cada edad es muy alta sería contraproducente su aplicación.

De igual manera se espera que dicha serie sea creciente con la edad de los niños, ya que a medida que un niño es mayor la probabilidad de no poder ser asignado a sus propias madres es más alta. Lo anterior puede estar ocasionado por un número mayor de niños huérfanos y/o también por el hecho de que a medida que un niño es mayor es frecuente la migración de niños solos. Esto último aumenta el error en el proceso de asignación, ya que se incrementa la posibilidad de aparear niños con mujeres que no son sus verdaderas madres provocando sesgos en la distribución de la fecundidad según edad de la madre.

CUADRO 3
PORCENTAJES DE HIJOS NO PROPIOS

EDAD DEL NIÑO	CHILE		HONDURAS
	1970	1982	
0	9.1	9.2	7.9
1	9.4	10.4	8.8
2	10.2	10.7	9.7
3	10.5	11.7	8.6
4	11.0	12.3	9.9
5	11.1	10.7	10.8
6	11.4	10.7	11.2
7	12.2	11.6	13.2
8	12.5	12.4	11.7
9	13.1	12.4	11.6
10	14.5	14.3	12.2
11	15.2	13.8	15.3
12	16.5	14.7	13.4
13	16.6	15.4	16.2
14	19.8	16.6	18.3

II.- Para la parte b, podemos considerar los siguientes.

3.- Se asume que la población no cambia sus características en el período investigado. Es decir, se supone que los niños y mujeres empadronados en el censo o encuesta en una región geográfica determinada son los sobrevivientes de los nacimientos ocurridos y de la población femenina residente en esa región en años precedentes. Este supuesto tiene grandes inconvenientes sobre todo cuando se utiliza la técnica para subpoblaciones de un país determinado.

En primer lugar las regiones geográficas o divisiones administrativas de un país están afectadas por los movimientos migratorios internos; en segundo lugar al considerar características propias de la población como

educación, ocupación, etc, se están tomando aquellas que posee la población al momento del empadronamiento. Por ejemplo, en las estimaciones por nivel de instrucción puede darse que las mujeres jóvenes y en niveles de mayor instrucción, éste nivel no sea el mismo que el que tenían en el momento de tener sus hijos, lo cual puede producir una disminución de los diferenciales por educación al atribuir a las mujeres una mayor instrucción que la real.

4.- Que la información sea de buena calidad. Es de vital importancia éste supuesto ya que la técnica es muy sensible a deficiencias censales como errores en la declaración de la edad y en la integridad del empadronamiento.

La técnica al efectuar la retroproyección, intenta obtener las poblaciones más reales en cada período anual anterior al censo. Errores de tipo cuantitativo en la población sobreviviente al momento del censo, determina la obtención de nacimientos y mujeres expuestas al riesgo de generarlos, con sesgos que desvirtúan las estimaciones. Es así, que errores de éste tipo en la población de ambos sexos menores de quince años, es la causa de que las estimaciones presenten fuertes fluctuaciones ya que como dicha población genera los numeradores de las tasas su peso aritmético es importante. En cuanto a la población femenina, por ejemplo, la transferencia de mujeres de una edad a otra implica la transferencia correspondiente de sus hijos, por lo tanto se obtiene una tasa de fecundidad para cada edad que de hecho es una especie de promedio ponderado de la tasa de esa edad y las de las edades en torno de ella.

5.- La mortalidad tanto en la estructura como nivel es constante. Si bien las hipótesis de mortalidad variable pueden ser utilizadas en el programa de computación del East-West Population Institute, la mayoría de la investigaciones efectuadas en América Latina por medio de la técnica se basan en el supuesto de mortalidad constante. Esto debe cumplirse para todo el período, tanto para las mujeres de 15 a 64 años como para los niños de 0 a 14 años. Este supuesto en países como los de América Latina es poco aplicable, ya que la región se ha caracterizado por una alta mortalidad la cual ha tenido un descenso pronunciado en la mayoría de los países de la región. Lo anterior puede funcionar a la perfección cuando se alcance

índices de mortalidad bajos, lo cual determina poca ganancia en la esperanza de vida en largos intervalos de tiempo.

6.- Que los nacimientos ocurridos en un año dentro de una cohorte de mujeres se distribuyen uniformemente en el tiempo. Este supuesto es necesario para la obtención de los numeradores de las tasas de fecundidad por edad.

A pesar del no cumplimiento de éstos supuestos, se hacen aplicaciones en los países de la región. Las evaluaciones de éstas, en general determinan que las estimaciones son aceptables a nivel nacional pero con irregularidades a nivel de subpoblaciones.

Una vez que los niños son asignados a sus "presuntas" madres la técnica se desarrolla en tres etapas las cuales se explicarán con detalle en el anexo 1. Estas etapas son las siguientes:

PRIMERA ETAPA: Estimaciones de los nacimientos del numerador de las tasas de fecundidad. Para tal efecto se utilizan las probabilidades de sobrevivencia seleccionadas, así como factores de corrección por omisión censal de los niños y un factor de corrección a fin de tener en cuenta los hijos no asignados, "hijos no propios", para cada edad entre 0 y 14 años.

SEGUNDA ETAPA: Estimación de las mujeres correspondientes a los denominadores de las tasas de fecundidad. Para ello se utilizan las probabilidades de sobrevivencia seleccionadas para mujeres empadronadas de 15 a 64 años de edad, así como el factor de corrección de la omisión censal correspondiente a cada edad de la mujer.

TERCERA ETAPA: Cálculo de las tasas de fecundidad por edad mediante los resultados de nacimientos según la edad de las mujeres obtenidos en las etapas anteriores. A partir de estas tasas de fecundidad por edad se obtienen las tasas globales de fecundidad para cada período anual anterior al censo o encuesta.

La técnica de los hijos propios como todo procedimiento de estimación indirecta, tiene indudables ventajas así como una serie de desventajas. Es importante, por consiguiente tener muy presente estos aspectos, sobre todo cuando se aplican a países con problemas muy particulares en los censos o encuestas, así como características especiales en las componentes demográficas de su población. Se puede considerar como limitaciones de la técnica de los hijos propios las siguientes:

- 1.- El no cumplimiento de los supuestos básicos. En especial lo referente a la mortalidad constante y los de movilidad tanto espacial como socio-ocupacional.
- 2.- La necesidad de disponer de una tabulación especial del censo o encuesta. Esto determina una dificultad ya que el manejo de paquetes computacionales como su proceso mismo es bastante complejo.
- 3.- Requiere un gran volumen de calculos.
- 4.- La precisión de las estimaciones depende mucho de la calidad de la enumeración censal, en especial de la omisión y de los errores en la declaración de la edad de los niños.
- 5.- Las estimaciones para divisiones geográficas dentro del país, tienden a aumentar las diferencias entre sectores rurales y urbanos, debido a que generalmente existe una mayor sobrestimación en las regiones más rurales.

Si bien ocurre cada uno de los aspectos considerados anteriormente, también posee indudables ventajas así como atractivos que inducen a su aplicación. Algunas de estas son:

- 1.- No requiere de preguntas específicas en un censo o encuesta. Los tabulados básicos se obtienen de información habitualmente incluida en todo censo de población.
- 2.- Permite la obtención de estimaciones hasta para 15 períodos anuales

anteriores al censo o encuesta, y obtener así, la tendencia y los niveles de la fecundidad en un pasado reciente.

3.- Con las características del hogar censal y de las mujeres se pueden obtener niveles y tendencias de subgrupos de población, según numerosas variables habitualmente no disponibles en las estadísticas de registro como son: educación, estrato socio-económico, grado de urbanización, condición de migrante, etc, los cuales están asociados al comportamiento reproductivo de la sociedad humana.

4.- Al disponer de dos fuentes permite obtener estimaciones para series de tiempo más largos.

2.3 ASPECTOS METODOLOGICOS

Uno de los problemas de primera prioridad para la planificación económica y social de los regiones en desarrollo, como América Latina, es conocer los cambios que experimenta el comportamiento reproductivo de la población, así como los factores que la condicionan y su curso futuro. Lo anterior muestra la gran importancia de poder contar con buenas estimaciones de la fecundidad, las cuales permitan evaluar los comportamientos reproductivos de las poblaciones o subpoblaciones en cada país o región geográfica.

El poder contar con medios técnicos que faciliten la obtención de estimaciones de variables como la fecundidad, permiten objetivizar y alcanzar en forma más realista las políticas de bienestar económico y social emprendidos por los organismos de planificación gubernamental de los países, así como poder contar con estimaciones más reales que sean de mayor utilidad en el proceso de proyección de una población.

El objetivo básico de las técnicas indirectas, como la de los hijos propios, para la estimación de variables demográficas como la fecundidad, es precisamente alcanzar estimaciones "buenas" para dicha variable cuando no se poseen datos de buena calidad. Sin embargo, si bien el manejo operacional de éstas técnicas es de fácil acceso, gracias a los adelantos tecnológicos, no lo es así la adaptación de los supuestos teóricos en los cuales se fundamenta la técnica para su aplicación a poblaciones reales.

Como se indica en el acápite anterior (2.2), la técnica de los hijos propios parte de una serie de supuestos implícitos los cuales no se presentan en los países de América Latina. Se tiene, que los países Latinoamericanos presentan en un período largo una disminución de la mortalidad; observandose que áreas que tenían altos niveles de mortalidad aceleradamente se han acercado en la actualidad a aquellas que gozaban de niveles bajos. Sin embargo, no puede desconocerse que persisten diferencias no solo entre países sino sobretodo, en rangos bastante amplios, al interior de ellos determinado por aspectos muy específicos, atribuibles al medio

ambiente y a las diferencias en las condiciones materiales y sociales de vida en que se desenvuelve la población.

Estas disparidades que se presentan al interior de los países, determinan diferencias tanto de mortalidad como de omisión censal entre sexos así como entre los grupos etarios y sociales en que la población puede ser clasificada. Las disparidades en características de una región como las dificultades existentes en la recolección de información, hace necesario un análisis previo de la evolución de las variables demográficas en determinados períodos de tiempo y la calidad de la información a utilizar, antes de aplicar técnicas de estimación cuyos fundamentos teóricos son en muchos casos bastante rígidos.

Todos éstos aspectos son los que determinan el objetivo general del trabajo, es decir, tratar de encontrar de que manera se afectan las estimaciones de la fecundidad cuando no se tienen en cuenta mortalidad variable, omisión censal y movilidad espacial razón por la cual se hacen las siguientes consideraciones metodológicas.

2.3.1 MORTALIDAD

Uno de los insumos básicos en la aplicación de la técnica, es la información sobre mortalidad la cual permite obtener los numeradores y denominadores de las tasas en cada uno de los años anteriores al censo (ver anexo 1). Este tipo de información en la mayoría de los países de la región es muy deficiente, por lo cual para efectos de estimar esta variable se recurre con frecuencia a los modelos. La utilización de estos es la única manera de poder obtener estimaciones de la variable mortalidad.

Las peculiaridades que posee el comportamiento de la mortalidad por edad en la región, determina una gran probabilidad de error al representar éste fenómeno a través de un modelo. De las diferentes técnicas indirectas para la estimación de la mortalidad la desarrollada por Coale-Trussell, provee estimaciones de probabilidades de morir desde el nacimiento hasta las

edades $x=1,2,3,5,10,15$ y 20 ($q_{0,x}$) para cada una de las familias de las tablas modelo de Coale-Demeny. Si bien mediante pruebas empíricas para dos países de la región, se ha determinado que no existen diferencias sustanciales en las probabilidades de muerte, q_x , estimadas en las diferentes familias (3); en el presente trabajo en aras de alcanzar el objetivo general, se consideran tres poblaciones con patrones y niveles de mortalidad diferente como son: La Región Metropolitana de Santiago, Chile y Honduras. La utilización de éstos casos tiene los siguientes objetivos específicos:

- A.- Determinar si a medida que existan diferencias en la evolución de la mortalidad, es o no importante, escoger el mejor modelo para la aplicación de la técnica de los hijos propios.
- B.- Determinar si al poder disponer de tablas de vida construidas con estadísticas vitales buenas, como es el caso de algunos países de la región, lo cual permite estimaciones más reales al considerar el comportamiento de la mortalidad de cada cohorte en cada uno de los años anteriores al empadronamiento, sea o no justificable su utilización en lugar de los modelos.

Con el fin de llegar a los objetivos específicos anteriormente enunciados, se formalizan los criterios básicos a continuación. Para la retroproyección de la población femenina de 15 a 64 años como de menores de 15 años, se utilizaron hipótesis de mortalidad constante y variable a través de los períodos anuales anteriores el censo.

La mortalidad constante fué tomada de las estimaciones provenientes de los datos incluidos en las tablas básicas sobre el total de hijos tenidos e hijos sobrevivientes declarados por las mujeres mediante la variante al método de Brass de Coale-Trussell, que permite obtener, para cada una de las familias de las tablas de Coale-Demeny, probabilidades de morir referidas a la edad del niño desde el nacimiento hasta las edades 1,2,3,5,10,15 y 20 así como los niveles que corresponden a cada una de estas probabilidades en dichas tablas. Con estas estimaciones se efectuó el siguiente procedimiento:

1.- Los niveles así obtenidos para las edades 2,3 y 5 se promedian considerando que son las mejores estimaciones por provenir de grupos de edades correspondientes a mujeres jóvenes, con el cual mediante interpolación lineal en cada una de las familias de las tablas modelo se obtienen las l_x para cada sexo. Las l_x para ambos sexos se obtienen a partir de éstos valores.

2.- Como la aplicación de la técnica de los hijos propios exige el contar con relaciones de supervivencia por edades simples (${}_1P_x$), fué necesario abrir los grupos de edades a partir de 5-9 tanto para mujeres como para hombres. Este proceso se llevó a efecto mediante los multiplicadores de Beers(10) para valores pivotaes, los cuales permiten obtener valores interpolados suavizados (también se puede utilizar las regresiones de las tablas modelo).

3.- El número de personas que en cualquier momento tienen edades comprendidas entre x y $x+1$ (${}_1L_x$) se estimó mediante la siguiente expresión:

$${}_1L_x = f_x * l_x + (1 - f_x) * l_{x+1} \quad (II)$$

donde $x=0,1,2,\dots,14$ para niños.

$x=15,16,\dots,64$ para mujeres.

Las estimaciones de ${}_1L_x$ para la población menor de 15 años se efectuaron bajo las siguientes consideraciones:

- a.- En el caso de Chile, como se poseen valores estimados del factor de separación para la edad 0 mediante las estadísticas vitales, por ser más real se tomó dicho valor.
- b.- Para Honduras se utilizaron los f_0 provenientes de las regresiones para cada familia en las tablas modelo de Coale-Demeny. Como los valores de ${}_1q_0$ obtenidos en cada familia mediante la variante Trusell es menor que 0.100, se aplicaron las siguientes regresiones:

FAMILIA	MUJERES	HOMBRES
Oeste, Norte y Sur	$0.050+3.00*1q_0$	$0.0425+2.875*1q_0$
Este	$0.010+3.00*1q_0$	$0.0025+2.875*1q_0$

Con los valores de f_0 para cada sexo, se tomó el correspondiente a ambos sexos como el promedio de dichas estimaciones.

c.- Para las edades 1,2,3 y 4 se tomaron los factores de separación de Glover(11), los cuales son:

FACTORES DE SEPARACION DE GLOVER

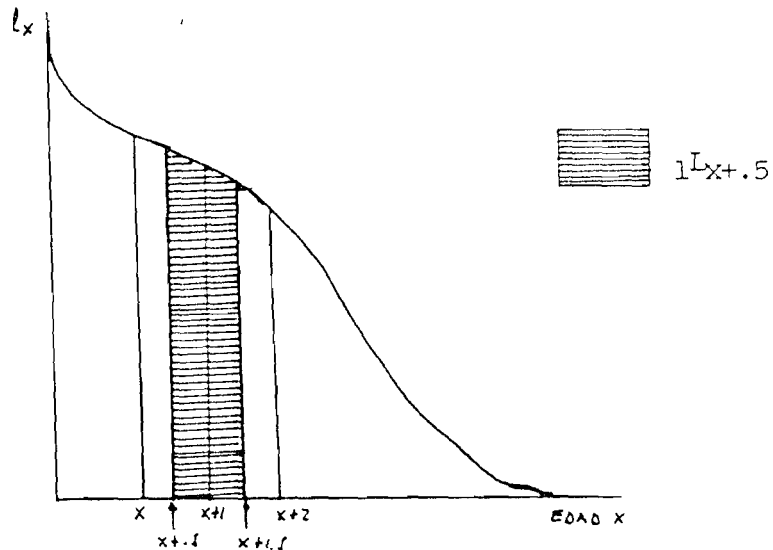
EDAD	f_x
1	0.41
2	0.47
3	0.48
4	0.48

En las edades mayores o iguales a 5, se consideró $f_x = 0.5$

Para la mortalidad variable, el tomar Chile facilita la aplicación en éste caso, por disponer de tablas para un período entre 1950-1985 construidas con datos de estadísticas vitales, lo cual permite considerar un modelo más real en cuanto al comportamiento de la mortalidad. Se estimaron las relaciones de supervivencia de cada cohorte de la población al momento del censo siguiendo el siguiente procedimiento:

- a.- Mediante interpolación lineal se calcularon para cada año entre períodos para los cuales se disponían de tablas, las l_x para cada sexo. Para tal efecto se supuso que las sucesivas tablas de mortalidad que se usaron, fueran típicas de las condiciones del año central del período comprendido por cada una.
- b.- En base a la expresión (I) se estimó para cada año las l_x correspondientes a los niños menores de 15 años.

c.- La población estacionaria para cada período anual se obtuvo mediante la ecuación (II). En éste punto hay que hacer una consideración respecto al calculo de dicho valor en la población femenina del denominador de las tasas de fecundidad. De acuerdo a esta técnica, las mujeres se retroproyectan a la mitad de cada período anual, ver anexo 1, por lo cual se estimaron ${}_1L_{x+0.5}$. Para tal efecto y de acuerdo al gráfico se puede obtener la siguiente expresión para su estimación:



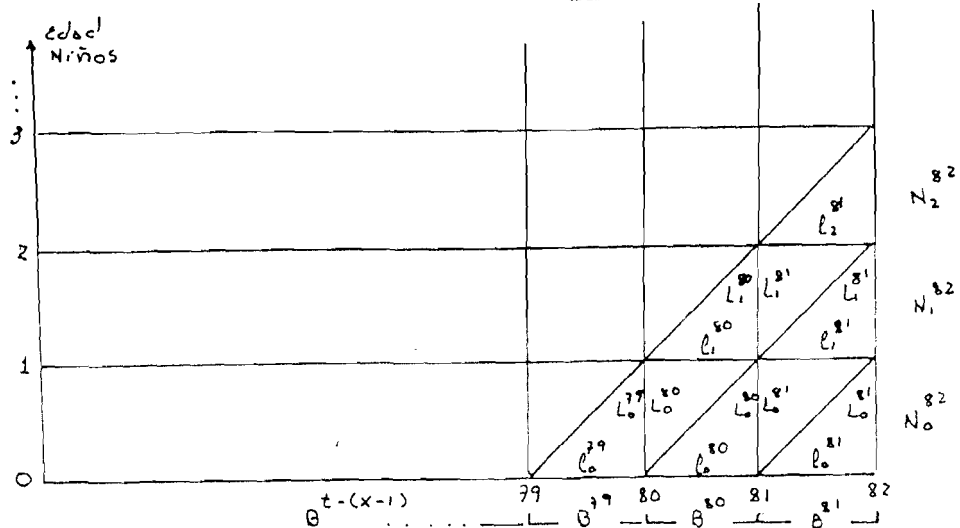
$${}_1L_{x+0.5} = 0.5 * ({}_1L_x + {}_1L_{x+1})$$

Para el rejuvenecimiento de la población, tanto de niños como de mujeres, se hace necesario obtener relaciones de supervivencia las cuales sean representativas de cada una de las cohortes. Tales estimaciones se efectuaron con el siguiente procedimiento:

POBLACION DE NIÑOS MENORES DE 15 AÑOS. Como se explica de una manera general en el anexo 1, el rejuvenecimiento de esta población determina los nacimientos en cada uno de los periodos anteriores al censo. De acuerdo al digrama de Lexis tenemos.

$$B^{81} = N_0^{82} * [l_0^{81} / L_0^{81}] = N_0^{82} * [1 / P_b^{81}]$$

$$B^{80} = N_1^{82} * [l_0^{80} / L_0^{80}] * [L_0^{81} / L_1^{81}] = N_1^{82} * [1 / (P_b^{80} * P_0^{81})]$$



Generalizando:

$$B^{t-(x-1)} = N_x^t * [1 / (P_b^{t-(x-1)} * P_0^{t-x} * P_1^{t-(x-1)} * \dots * P_{x-1}^{t-1})] \quad (III)$$

Siendo x la edad de la población menor de 15 años.

La expresión (III) se puede escribir de la siguiente manera, siendo t el momento del censo:

$$B^{t-(x-1)} = N_x^t * [1 / (P_b^{t-(x-1)} * (\prod_{i=t-(x+1)}^{t-1} P(x, x+1)^i))] \quad \forall x \in \{0, 1, \dots, 14\}$$

El producto entre parentesis de la ecuación (III) determina una matriz de la forma de la tabla A, anexo 2, en la cual el vector enmarcado por las líneas punteadas constituyen las relaciones de supervivencia para la obtención de los nacimientos en cada uno de los períodos anuales, el cual denotaremos como $M_{(k)}$, $15 < k < 1$ representa cada uno de los períodos anuales anteriores al censo. Si denotamos como $A_{(i,j)}$ la matriz de hijos propios redistribuidos de acuerdo a la edad i de la madre al momento de nacer sus niños y, j representa cada período anual anterior al momento del empadronamiento, entonces los nacimientos en cada período por edad de la madre se obtienen de la siguiente manera:

Primer año	$a(i,1) * [1/m(1)]$
Segundo año	$a(i,2) * [1/m(2)]$
En general	j -ésimo año $a(i,j) * [1/m(j)]$

De acuerdo a lo anterior, cada valor del segundo miembro de la ecuación (1), se puede obtener como:

$$N_{15.5}^{81} = N_{16}^{\text{censo}} * [1 / (0.5P_{15.5}^{81})]$$

$$N_{16.5}^{81} = N_{17}^{\text{censo}} * [1 / (0.5P_{16.5})]$$

Generalizando se tiene:

$$N_{a-(x+.5)}^{t-z} = N_{a,x}^t * [1 / (.5P_{a-(x+.5)}^{t-z})] \quad \text{si } x=0$$

y

$$N_{a-(x+.5)}^{t-z} = N_{a,x}^t * [1 / (P_{a-(z-.5)}^{t-z} * P_{a-(z-1.5)}^{t-(z-1)} * \dots * .5P_{a-(z-14.5)}^{t-z+14})] \quad \text{si } x > 0.$$

La productoria de relaciones de supervivencia, genera cada uno de los elementos de la matriz de la forma de la tabla B (anexo 2). De esta manera si $x(i,j)$ representa cada elemento de la matriz y, por consiguiente es igual a la productoria de relaciones de supervivencia de la expresión anterior, $w(i)$ la población femenina de edad i en el momento del censo, entonces:

$$x(i,j) * w(i)$$

determina la población femenina de cada cohorte a mitad del período j .

De acuerdo con lo anterior, se puede decir que en el caso de una mortalidad constante, tabla modelo o tabla de vida de un solo período, es un caso particular al considerado en esta parte del trabajo. Esto es así, ya que en la hipótesis de constancia de la mortalidad, la población estacionaria entre x y $x+1$ en cada período son iguales. El utilizar la mortalidad variable (real), permite corregir los desvíos que se presentan en los modelos hacia las edades extremas. Además, esto permite tener presente los grandes cambios que han experimentado los países Latinoamericanos en la mortalidad de los primeros años de la vida, logros alcanzados en los últimos tiempos gracias a los éxitos notables en la lucha contra las enfermedades y la muerte.

2.3.2 OMISION CENSAL

Una característica común en todas las investigaciones de fecundidad en América Latina, mediante esta técnica, es que los efectos de la omisión censal presente en los niños y mujeres tienen un efecto compensador. Esto parece ser así cuando las omisiones se miran desde un punto de vista global. Por ejemplo: al tomar un censo o encuesta se encuentra que existe una omisión para el grupo de mujeres de 15-64 años del 8.3% y para los menores de 15 años de ambos sexos un 9.4%. Los valores anteriores numéricamente son muy aproximados, pero hay que tener en cuenta que dichas cantidades representan en sí un promedio, en el cual, los diferentes grupos de edades simples están caracterizados por distintos patrones de la declaración. Por lo tanto, en la aplicación de la técnica de hijos propios, por esta causa surgen variaciones de importancia en las estimaciones de las tasas globales de fecundidad para cada año anterior al momento del censo o encuesta.

El programa IFHIPAL basado en esta técnica, ha permitido efectuar estudios de la fecundidad en varios países de la región. Las evaluaciones hechas a las estimaciones obtenidas (Chackiel 1979, Behm y Guzman 1980), se concluye que en general predomina la subestimación sobre todo en los años proximos al censo o encuesta, debido a la mayor omisión censal que afecta el empadronamiento de los niños pequeños. La omisión presente en esta población tiene gran importancia, ya que ella genera la estimación de los nacimientos en cada año anterior al censo.

De acuerdo a lo anterior, las estimaciones de la fecundidad se efectúan por retroproyección de niños enumerados hasta el momento de su nacimiento, lo cual determina que no sean usualmente tan suaves como se quiere. Este comportamiento estaría explicado por el hecho de que se requiere de estimaciones detalladas de mortalidad, la cual en países como los nuestros han sufrido variaciones importantes. Sin embargo la causa fundamental de éste hecho puede provenir de que los nacimientos se derivan de los niños clasificados por años simples de edad, por lo que el grado diferencial de cobertura por edad, las declaraciones erróneas de edad y el redondeo de edades los afecta sustancialmente.

CUADRO 4
INDICE DE MYERS PARA DIFERENTES CENSOS DE PAISES SELECCIONADOS
POBLACION TOTAL

PAIS	CENSO	INDICE
Argentina (#)	1970	1.7
Brasil (#)	1970	10.1
Nicaragua (*)	1971	27.8
Guatemala (*)	1981	21.7
Mexico (*)	1980	13.4
Honduras (*)	1974	11.6
Costa Rica (*)	1973	10.6
Chile (1)	1952	15.1
	1960	12.9
	1970	10.3
	1982	4.2
Panamá (*)	1980	5.0
Edenh II (*)	1983	5.7

Fuente: (*) Edenh II. Informe General. Celade San José.

(1) INE-CELADE. Chile: Estimaciones y Proyecciones de Población 1950-2025. Fascículo F/CH1.1 (borrador).

(#) Kamps J.E. La declaración de la edad en los censos de población de América Latina. Celade San José. 1976

Los países de la región se caracterizan por ser poco homogéneos respecto de la calidad de los censos. Como puede observarse en el cuadro 4, los índices de Myers, los cuales permiten analizar las preferencias por las edades terminadas en cada uno de los dígitos entre 0 y 9, muestran para países seleccionados las diferentes calidades de la información censal. Si bien en algunos de ellos la mejora es ostensible en cuanto a la calidad de los datos sobre la composición por edad de la población, en otros esta se empeora motivados quizás por problemas internos ajenos al proceso censal mismo. Es así que en poblaciones donde la declaración de la edad es precisa, como las de origen Chino (4), la técnica funciona notablemente bien.

Como se anota en lo referente a la técnica respecto a la sensibilidad a este tipo de problemas, para determinar los sesgos que puede introducir los problemas de subenumeración o sobrenumeración ocasionados por la preferencia de dígitos y otros problemas de la declaración de la edad, se presentan los siguientes objetivos específicos tomando en cuenta la mortalidad variable :

- A.- Determinar los sesgos producidos por la consideración de una omisión por grupos quinquenales de edad tanto en niños como en mujeres.
- B.- Determinar los sesgos producidos al considerar en ambas poblaciones una omisión censal para cada una de las edades simples.
- C.- Determinar sesgos al considerar la omisión censal en los niños unicamente. Esto es motivado por el hecho de poder disponer en muchos casos de esta información por medio de los nacimientos de las estadísticas vitales.
- D.- Determinar sesgos al considerar omisión únicamente en las mujeres.
- E.- Determinar cómo las estimaciones provenientes de dos fuentes con calidad diferente se compatibilizan entre si, considerandose tanto los cuatro modelos de Coale-Demeny como una mortalidad variable.

Para el cumplimiento de los objetivos específicos determinados anteriormente, se obtuvieron factores de corrección de la siguiente manera:

- a.- Factores de corrección por grupos quinquenales de edad los cuales se consideran iguales para cada edad simple del grupo.
- b.- Factores de corrección por edades simples.

Tanto, para la parte (a) como (b), se consideró la omisión censal sobre población estimada, es decir:

$$OMISION(i) = (ESTIMADO(i) - OBSERVADO(i)) / ESTIMADO(i)$$

Por lo tanto, el factor de corrección a aplicar a cada población será:

$$\text{FACTOR}(i) = 1/(1-\text{OMISION}(i))$$

Para el calculo de $\text{FACTOR}(i)$, i es una edad entre x y $x+1$, fué necesario abrir los grupos quinquenales de la siguiente manera:

1.- Para el grupo de 0-4 años se tomaron de las estadísticas vitales los nacimientos de los $t-6$ y $t+1$ años del censo, así como las defunciones de cada uno de los años entre 0 y 5 años de edad. Con dicha información, se determinó la población de niños entre 0 y 5 años para los periodos $t-1$, t y $t+1$ cuyo promedio correspondería al período censal. La estructura así obtenida, considerada como buena, se le aplicó a la población de la proyección del grupo 0-4.

2.- Para el resto de grupos, aquellos que no tenían datos directamente del censo o de las proyecciones se abrieron utilizando los multiplicadores de Sprague(12), por considerar que da mejores estimaciones ya que se tienen en cuenta cinco grupos de edades tal que el correspondiente a abrir sea el grupo central.

2.3.3 MOVILIDAD ESPACIAL

Uno de los rasgos distintivos de América Latina es la existencia de una tendencia rápida hacia la urbanización, aumento que por cierto, implica que la población urbana ha crecido a una tasa mayor que la total.

La movilidad espacial o geográfica entre regiones o divisiones administrativas de un país, tiene una relación muy estrecha con la distribución de su población y en particular con el proceso de urbanización. En los últimos decenios, la migración interna (movilidad espacial interna) de las zonas rurales a las urbanas ha pasado a ser un fenómeno de gran importancia en todas las regiones en desarrollo, en especial en América Latina. La sociedad capitalista, al revolucionar permanentemente el grado de

producción y el modo de consumir, revoluciona necesariamente la organización del espacio social creando un movimiento hacia las zonas en donde el capital requiere de trabajo.

Es pertinente tener en cuenta que el proceso migratorio no constituye una muestra aleatoria de la población de origen(5). Esto significa que dicho fenómeno es un proceso selectivo, lo cual determina, que las personas responden en una forma diferente a una serie de factores de atracción o de rechazo en los lugares de destino y origen respectivamente. Esta selectividad se presenta respecto a diferentes características propias de la población migrante. Según Germani(6), se pueden clasificar en:

(i) Aspectos socio-culturales.

(ii) Los atributos individuales como la inteligencia y la propensión a adquirir actitudes innovadoras.

De la clasificación (i) las más conocidas y universales son la edad y el sexo. Es así como respecto a la edad se tiene que los migrantes en general se concentran entre los 15 o 20 años y los 30 o 35 años(7). Respecto al sexo la inmigración es más elevada para las mujeres(8), lo cual concuerda con una de las "leyes" de Ravenstein en la que se afirma: "las mujeres parecen predominar entre los migrantes que recorren trayectos cortos"(9), dependiendo en parte de como se defina el concepto de trayecto corto.

De acuerdo a lo anterior, entre la población migrante se estaría presentando una predominio de mujeres en edades de más alta fertilidad, la cual va tener un peso (positivo o negativo) sobre la fecundidad del lugar de destino creando por lo tanto, problemas de importancia en los aspectos teóricos y metodológicos de técnicas como la de los hijos propios.

La técnica al tener en cuenta una población sobreviviente en los hogares de cada división administrativa está tomando poblaciones heterogéneas, es decir:

$$N_x(t) = N_{x\text{-nativa}}(t) + N_{x\text{-no nativa}}(t)$$

N_x -no nativa(t), son personas que de acuerdo al tipo de movimiento migratorio, inmigración o emigración, presentan una de las siguientes características:

- A.- Si es inmigración, dichas personas pueden haber llegado hace tiempo o de reciente llegada (periodo anterior al censo).
- B.- Si es emigración lo contrario del punto A, es decir, personas que han salido hace tiempo y otras con salida más reciente.

Esto determina, que las estimaciones de la fecundidad mediante la técnica de los hijos propios sin considerar la migración, sean representativas de la población censada en un momento dado, en un determinado lugar y no de la fecundidad efectivamente ocurrida en el lugar geográfico considerado. Este sesgo se acentuaría mucho más, al efectuarse estimaciones para sectores más específicos de la población, como son los grupos definidos por aspectos socio-económicos.

Lo anterior tiene importancia, porque la técnica al retroproyectar la población femenina, los sobrevivientes al momento del censo son rejuvenecidos 0.5, 1.5, ..., etc años como si todos ellos hubiesen estado al inicio del período reproductivo. Esto hace que en poblaciones muy abiertas, las estimaciones obtenidas mediante la aplicación de la técnica, deben ser tomadas con mucho cuidado ya que los movimientos migratorios son flujos variables con el tiempo.

A través del período en estudio, se presentan "entradas" y "salidas" de mujeres las cuales ocurren en diferentes momentos del tiempo, a distintas edades, así como en volúmenes de mayor o menor intensidad. Si tenemos en cuenta lo anterior, existen aspectos que pueden estar produciendo sesgos en los lugares de origen y destino, en magnitud e intensidad que dependerá de las características de la población migrante. Estos son:

- 1.- Las mujeres migran antes de los 15 años. Si esto ocurre, los denominadores tanto del lugar de origen como de destino no se verán afectados, ya que dichas mujeres de acuerdo a la metodología de la técnica,

no se tienen en cuenta. Sin embargo, los numeradores se afectan al ser dicha una parte importante de la población que determina los nacimientos. Es así, que en los lugares de origen, los numeradores disminuyen deprimiendo las tasas siendo el efecto contrario en los de destino.

Al aplicar la técnica de los hijos propios a una región geográfica de un país, en base a datos extraídos de un censo o encuesta, se está suponiendo que tanto la población nativa como no nativa tienen la misma ley de mortalidad, los mismos problemas de declaración de la edad, así como suponer que las mujeres inmigrantes llegaron desde el inicio de su período reproductivo y que no hubo migración de menores de 15 años.

Este supuesto implícito de la técnica en la realidad no es cierto, ya que como se ha dicho anteriormente el proceso migratorio es un flujo predominantemente selectivo; por lo tanto las entradas como salidas se presentan a lo largo de todo el período en estudio. Es así, que en la realidad se puede dar lo siguiente:

2.- Las mujeres migran después de los 15 años. Este caso es el más importante, ya que la mujer se encuentra dentro del período reproductivo. Si estas mujeres tienen o no sus hijos antes de la migración, los sesgos que se introducen afectan tanto al numerador como denominador de las tasas. Para ser un poco estricto, al respecto es necesario tener en cuenta:

a.- Las mujeres no tienen hijos antes de migrar. El darse esta situación, el denominador de las tasas en el lugar de origen disminuye sin afectar el numerador, lo cual produce un aumento de los niveles de fecundidad del lugar. Respecto al lugar de destino, el sesgo es contrario al del lugar de origen.

b.- Las mujeres tienen sus hijos antes de migrar. Los sesgos que pueden estar ocasionando la inclusión de los niños nacidos antes de la migración, son de mayor relevancia que el producido por las mujeres; porque son los que generan los numeradores de las tasas. De ocurrir éste caso, a su vez, se puede dar lo siguiente respecto al traslado de niños:

b.1.- Las mujeres que migran de una región los dejan en el lugar de origen. Esto puede ser factible en aquellos casos en que las mujeres dejan a sus hijos con otros parientes. Lo anterior, determina que el denominador de las tasas, en el lugar de origen disminuye sin cambiar el denominador produciendo un aumento de nivel, siendo el sesgo en sentido contrario en los lugares de destino.

b.2.- Las mujeres que migran los llevan consigo. Si ellas migran con sus hijos, éstos serán rejuvenecidos a través de todo el período en estudio inflando el verdadero número de nacimientos. En la realidad es el caso más frecuente, ya que el proceso migratorio de la mujer puede catalogarse como una migración familiar, sobre todo, si existen niños de corta edad. Los sesgos en las tasas, tienen mayor relevancia por el efecto que se introduce tanto en el numerador como en el denominador de éstas. Por ejemplo, en los lugares de destino aumenta tanto el numerador como el denominador, pero en mayor proporción el primero, lo cual se traduce en un aumento de las tasas estimadas; los sesgos en los lugares de origen tienen un sentido recíproco.

El no poder contar con suficiente información, dificulta la obtención de los propósitos iniciales que motivaron la inclusión del aspecto de la movilidad espacial. Sin embargo, se efectuaron aplicaciones de la técnica como del programa de proyecciones de Naciones Unidas que está en el CELADE, lo cual permite observar algunos de los sesgos.

Las dificultades que se presentan en la recolección de datos para estimar la movilidad espacial interna de los países de la región, es una de las grandes trabas para disponer de información necesaria para la aplicación de la técnica. Las preguntas que se incluyen en algunos censos, realmente permiten obtener estimaciones de migrantes absolutos y en otros casos de inmigrantes para un período determinado.

Como puede verse la realidad es bastante compleja. Los anteriores casos indican la necesidad de tomar con mucha precaución las estimaciones en poblaciones con altos porcentajes de migrantes. Lo más lógico sería efectuar correcciones encaminadas a depurar la "población efectiva" de la región.

Para el caso (b.1), significaría corregir la población femenina sobreviviente de 15 a 64 años de edad. Para efectuar dicha corrección, será necesario disponer de información sobre el proceso migratorio en cada período anual anterior al empadronamiento.

La población femenina, según cada cohorte retroproyectada a mitad de cada período, se obtiene mediante las ecuaciones (5) y/o (6) del anexo 1. Es decir:

$$NF_{x-.5}^{t-a-.5} = NF_{x+a}^t * (L_{x+.5}/L_{x+a}) * (E_{x+a})$$

E_{x+a} : factor de corrección de la omisión censal de las mujeres que al momento del censo tienen $x+a$ años de edad.

x : la edad de inicio del período reproductivo.

a : la edad de los niños al momento del censo.

Pero se tiene que $NF_{x+a}^t = NF_{x+a}^t(\text{nativa}) + NF_{x+a}^t(\text{inmigrante})$.

La población inmigrante que se toma, llega en diferentes intervalos de tiempo, por lo tanto es necesario descartar de la población retroproyectada aquellas mujeres que llegan en cada período $(t-a-1, t-a)$; siendo más riguroso se debe sumar aquellas nativas que salieron en el mismo período. De acuerdo a lo anterior, la ecuación para retroproyectar la población femenina sería:

$$NF_{x-.5}^{t-a-.5} = NF_{x+a}^t * (L_{x+.5}/L_{x+a}) * (E_{x+a}) - M_{x-.5}^{t-a-1, t-a}$$

donde $M_{x-.5}^{t-a-1, t-a}$ es un saldo migratorio neto de mujeres que a mitad del período $(t-a-1, t-a)$ tenían $x-.5$ años de edad.

El saldo migratorio, es un factor de corrección que tiene en cuenta las mujeres que se desplazan de un área a otra, las cuales producen los sesgos enunciados con anterioridad. La no disponibilidad de información, además del factor tiempo, no permitió su aplicación.

El caso (b.2) es el de mayor importancia, ya que sobrestiman en una gran proporción la fecundidad efectiva del área en estudio(13). Los hijos

propios de edad a, para cada edad de la mujer, contiene aquellos hijos de mujeres inmigrantes que nacieron antes de ocurrir la migración, por lo tanto, no deben ser considerados en la generación de nacimientos. La corrección de los nacimientos, se complica mucho más que la forma en que se hace para las mujeres, ya que existen aspectos que pueden estar influyendo tales como:

- a.- El comportamiento reproductivo de las mujeres puede depender mucho del área en la cual se socializó, y por tanto es de suponer que existan diferenciales de fecundidad.
- b.- El volumen de los flujos migratorios, sobre todo si se acepta que las mujeres de ciertas edades son las que más migran.

Todo lo anterior, pone de manifiesto que los flujos migratorios como proceso a través del tiempo, pueden afectar en forma importante los niveles y tendencias de la fecundidad obtenidas mediante esta técnica; en especial en subdivisiones geográficas con saldos netos que determinen ser catalogadas como áreas de atracción o de rechazo.

Por último, es conveniente indicar que todo el proceso metodológico anterior, fué implementado en programas de computación. El proceso de interpolación de tablas de vida para cada año entre períodos, se efectuó en BASIC. La técnica como las demás consideraciones, fueron implementadas mediante el paquete LOTUS.

ANALISIS DE LOS RESULTADOS

De acuerdo a la obtención de los datos y, siguiendo la idea original que motivó el tema, teóricamente se está expresando la tasa global de fecundidad como función de:

- 1.- La mortalidad tomada en dos aspectos: constante y variable.
- 2.- La omisión censal, considerandose basicamente aquellos errores de cobertura los cuales afectan a la cifra total de la población, ya sea por subenumeración, sobrenumeración o inclusiones equivocadas.
- 3.- La movilidad espacial, ya que éstos flujos determinan sesgos en la estimaciones de la fecundidad efectiva de una región o lugar geográfico.
- 4.- La variable tiempo la cual permite detallar el comportamiento de la fecundidad para cada subconjunto de población con características sociales, económicas, políticas muy particulares.

Para efecto de determinar que sesgos producen los factores descritos, se introducen cada uno por separado, en especial los efectos 1 - 2 y 3, con el fin de observar como actúan entre sí. En la tabla III.1, se presentan las tasas globales de fecundidad por trienios obtenidos de acuerdo a los factores anteriores, los que serán considerados en los capítulos siguientes.

TABLA III.1

CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD SEGUN LAS DIFERENTES VARIANTES CONSIDERADAS. POR TRIENIOS

PERIODOS	OESTE	ESTE	TABLA MORTALIDAD (1) VARIABLE	OMISION POR GRUP. QUINQUE	OMISION DE NINOS	OMISION DE MUJERES	OMISION DE AMBOS
CENSO 1970							
1955-57	5.182	5.246	5.170	5.451	5.291	5.477	5.436
1958-60	5.119	5.184	5.144	5.308	5.192	5.506	5.448
1961-63	5.302	5.333	5.286	5.482	5.414	5.632	5.543
1964-66	4.878	4.896	4.869	4.964	5.283	5.261	5.152
1967-69	3.633	3.651	3.650	3.668	4.063	4.420	4.312
CENSO 1982							
1967-69	4.120	4.153	4.052	4.312	4.308	4.409	4.353
1970-72	3.755	3.782	3.700	3.822	3.816	3.821	4.750
1973-75	3.387	3.398	3.311	3.438	3.451	3.458	3.387
1976-78	2.935	2.941	2.866	2.934	3.018	2.993	2.949
1979-81	2.694	2.700	2.640	2.662	2.791	2.909	2.896

FUENTE: Anexo 2. Tablas 2.3 - 2.4 - 2.5 - 2.6 - 2.7 - 2.8

(1) : Para el censo de 1970, se refiere al periodo 1969-70.

Para el censo de 1982, se refiere al periodo 1980-85.

Nota : Para las estimaciones con omision se considera mortalidad variable.

III SESGOS DE LA MORTALIDAD

3.1 SEGUN LAS FAMILIAS DE LAS TABLAS MODELO DE COALE-DEMENY.

Cuando por falta de datos que permitan estimar la mortalidad de una población se recurre a la utilización de modelos, se está partiendo del supuesto de que éstos representan la gama posible de patrones de mortalidad por edad. Al aplicar la técnica para cada una de las cuatro familias de las tablas modelo de Coale-Demeny, los resultados no difieren mucho uno de otro.

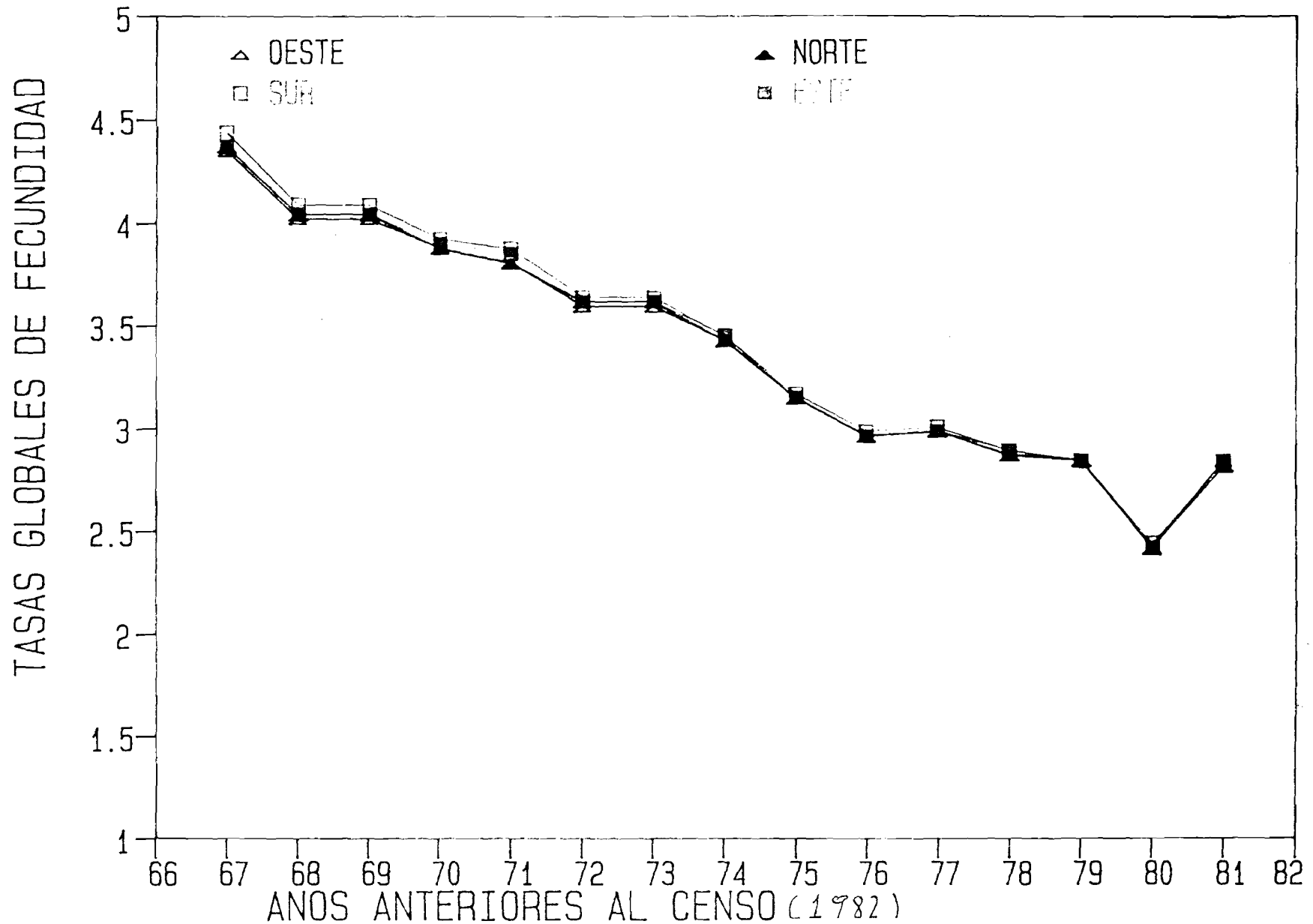
En el cuadro 5, se presentan las diferencias relativas entre valores extremos en las estimaciones de la tasa global de fecundidad, máximo error probable, con tres fuentes de países seleccionados. Valores extremos que en general corresponden a las familias Oeste y Sur, los cuales en principio serían los modelos más parecidos. Para Chile, además del total del país se tiene en cuenta la Región Metropolitana (RMET) lo cual puede dar un indicio de si el error probable sufre variaciones importantes al considerar subgrupos del total de la población del país.

Las diferencias relativas presentes en el cuadro, no son superiores al 4.1%, valor observado para el período de 1959 en Chile, ocasionado probablemente por errores en la declaración de niños de 10 años sobrevivientes al momento del censo.

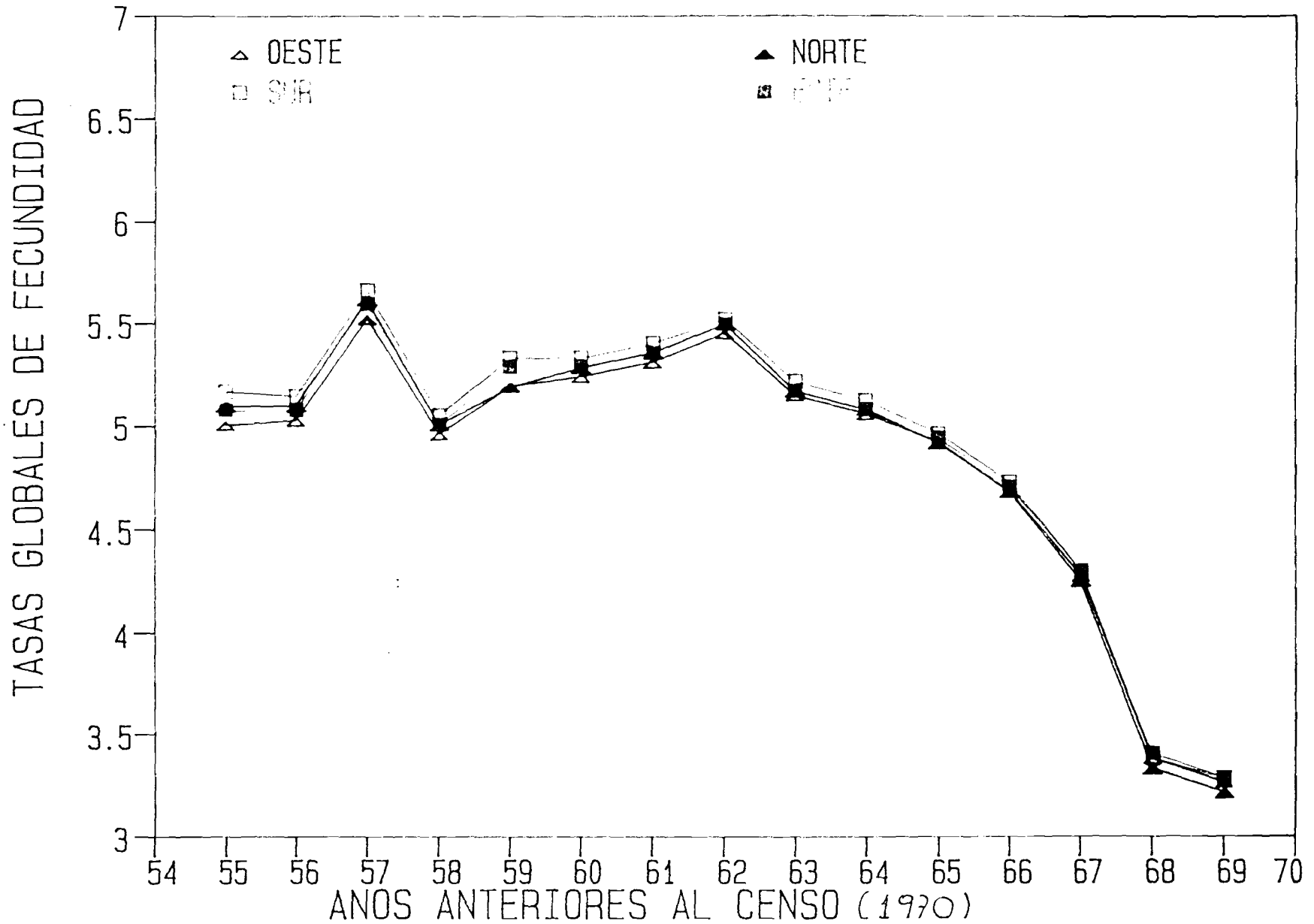
Sin embargo como puede verse, en cada una de las series de dicho cuadro, el máximo error probable que se comete al tomar una de las familias aumenta a medida que se consideran niveles de mortalidad mas bajos, 20.6 17.8 y 16.7 respectivamente; comportamiento que se puede detallar más claramente en los gráficos 1, 2 y 3. Si bien éstas diferencias, estadísticamente no son significativas ya que existe una alta correlación ($r=0.989$), las curvas se traslapan, determina la necesidad de tener precaución en la escogencia del modelo para aplicar la técnica a países o regiones de muy alta mortalidad, en especial la de menores de 15 años.

Estos resultados corroboran lo enunciado anteriormente, en el sentido de que el supuesto de constancia que se asume al tomar el nivel y la

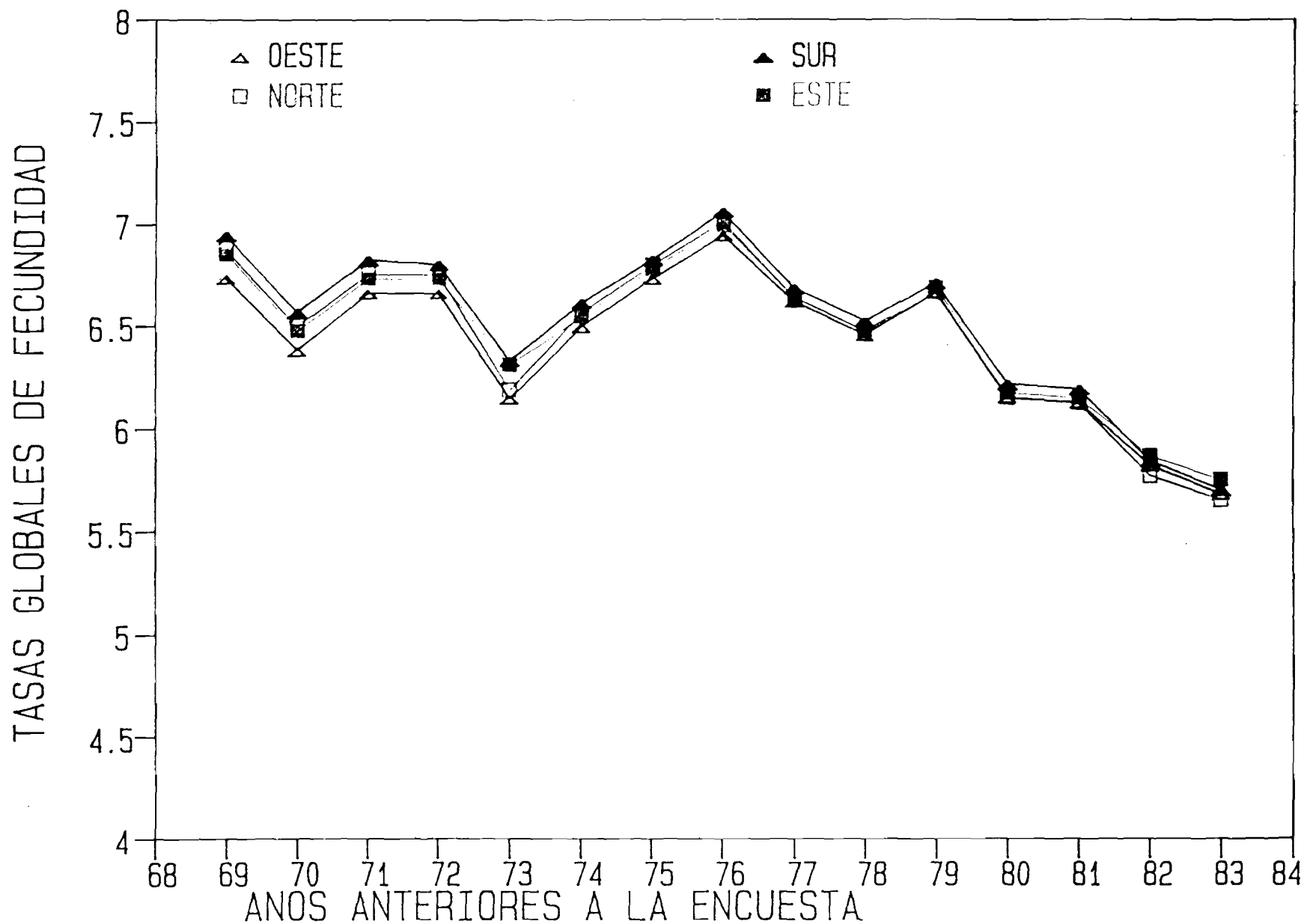
CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD SEGUN MODELOS



CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD SEGUN MODELOS



HONDURAS: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD. EDENH II



estructura de un modelo, es satisfactorio para poblaciones de mortalidad muy baja ya que ésto determina cambios minimos en sus tendencias y niveles. Lo anterior no significa que sean efectivamente las mejores estimaciones, sino que facilita el "proceso" al no tener la necesidad de determinar cual familia de las tablas modelo representa de la mejor manera el comportamiento de la mortalidad por edad.

CUADRO 5
ERROR PROBABLE (%) EN LA DETERMINACION DE LA FAMILIA MODELO

CHILE 1982			CHILE 1970			HONDURAS:EDENH II	
AÑOS	TOTAL	RMET	AÑOS	TOTAL	RMET	AÑOS	TOTAL
1967	2.23	1.22	1955	2.85	2.48	1969	3.10
1968	2.10	0.74	1956	2.61	1.30	1970	2.79
1969	1.82	1.03	1957	1.41	2.04	1971	2.57
1970	1.08	0.94	1958	2.12	1.83	1972	2.29
1971	2.43	1.26	1959	4.09	3.00	1973	2.88
1972	1.19	0.78	1960	1.70	1.44	1974	1.82
1973	1.06	0.73	1961	1.52	1.30	1975	1.64
1974	0.67	0.69	1962	1.33	1.11	1976	1.44
1975	0.80	0.50	1963	1.19	0.98	1977	1.29
1976	0.71	0.59	1964	1.07	0.90	1978	1.13
1977	0.64	0.55	1965	0.96	0.80	1979	1.02
1978	0.66	0.61	1966	1.01	0.85	1980	1.14
1979	0.74	0.69	1967	1.20	1.03	1981	1.41
1980	0.79	0.47	1968	1.71	1.06	1982	1.51
1981	0.57	0.42	1969	1.86	0.83	1983	1.47

Fuente: Cuadros 2.1 - 2.2 -2.3. Anexo 2.

Respecto al descenso observado, en todo el período al cual se refieren las estimaciones al considerar una mortalidad baja (Chile 1982), intermedia (Chile 1970) y alta (Honduras-Edenh II), se observa que la diferencia entre los modelos aumenta de acuerdo a esta mortalidad. Es así que se presentan diferencias entre modelos de 1.27% (para baja), 1.86% (para intermedia) y

2.25% (para alta); lo cual significa que en Honduras se tendría un descenso entre 1969-1983 del 18.0%, si consideramos la familia Sur y un 15.7% al considerar la familia Oeste.

Para los análisis posteriores, es conveniente efectuar comparaciones con las estimaciones obtenidas en esta sección. Es importante recordar, que el objetivo no es encontrar el mejor modelo para Chile, sino ver los sesgos que se introducen según se considere cada efecto. Se utilizarán, la familia Este por ser considerado como el que "mejor" representa la estructura por edad de la mortalidad del país, ya que es el que más se acerca a las estimaciones derivadas de registros(14), así como, la Oeste por el hecho de que al ser considerada como una estructura promedio, es muy utilizada al ser aplicada la técnica.

3.2 TABLA DE VIDA REPRESENTATIVA DEL AÑO CENSAL.

En muchos países, es posible disponer de tablas de vida para períodos alrededor del año censal, lo cual se puede considerar como más representativo de la población en estudio. Sin embargo, se debe reconocer que, para los diferentes subgrupos en que se divide la población, para efectuar estimaciones mediante la técnica de los hijos propios comunmente dichas tablas no están disponibles ni siquiera en aquellos países que gozan de poseer buenos registros y estadísticas vitales.

CUADRO 6

CHILE: DESVIACIONES ENTRE LAS TGF DEL MODELO REAL Y TEORICOS

TEORICO	CENSO 1970	CENSO 1982
OESTE	.013527	.065584
SUR	.083784	.084306
NORTE	.126215	.180328
ESTE	.033467	.102050

$$\text{desvio} = \sum_{j=1}^{15} (TGF_j^{\text{real}} - TGF_j^{\text{modelo}})^2$$

Si consideramos el "modelo con la tabla de vida" alrededor del año censal como el más real, al compararlo con los modelos teóricos de las tablas modelo de Coale-Demeny, se presentan desviaciones las cuales se pueden ver en el cuadro 6. Esta medida teórica, permite ver cuan dispersa son las estimaciones de cada variante, respecto de la más representativa de la realidad.

De acuerdo a los resultados, la familia Oeste es el modelo teórico que presenta menos desviación lo cual estaría indicando en principio que para el caso de Chile la utilización de este patrón en la obtención de los denominadores y numeradores de las tasas sería el más aceptable. Sin embargo las correlaciones son muy altas ($r=0.9$), lo cual estadísticamente determina que no existen diferencias significativas entre las estimaciones, indicando por lo tanto, que no se cometería un error grande al utilizar otra familia de las tablas modelo de Coale-Demeny. Esto, no quiere decir que dicho patrón sea el que mejor refleje el comportamiento de la mortalidad por edad; puede estar indicando que la técnica es poco sensible a supuestos sobre cambios recientes, tanto en la estructura como nivel de la mortalidad, así como también sea una consecuencia de problemas en los datos básicos de los que se obtienen las estimaciones de las $q(x)$.

CUADRO 7

CHILE: DIFERENCIAS PORCENTUALES DE LAS TGF ENTRE MODELO CON
MORTALIDAD OBSERVADA CONSTANTE Y LOS MODELOS TEORICOS

CENSO 1970			CENSO 1982		
PERIODO	OESTE	ESTE	PERIODO	OESTE	ESTE
1955-57	-0.23	-1.47	1967-69	-1.68	-2.49
1958-60	0.49	-0.78	1970-72	-1.49	-2.22
1961-63	-0.30	-0.89	1973-75	-2.29	-2.63
1964-66	-0.18	-0.55	1976-78	-2.41	-2.62
1967-69	0.47	-0.03	1979-81	-2.05	-2.27

FUENTE: Tabla III.1.

El signo (-) significa que la familia modelo sobrestima el valor real.

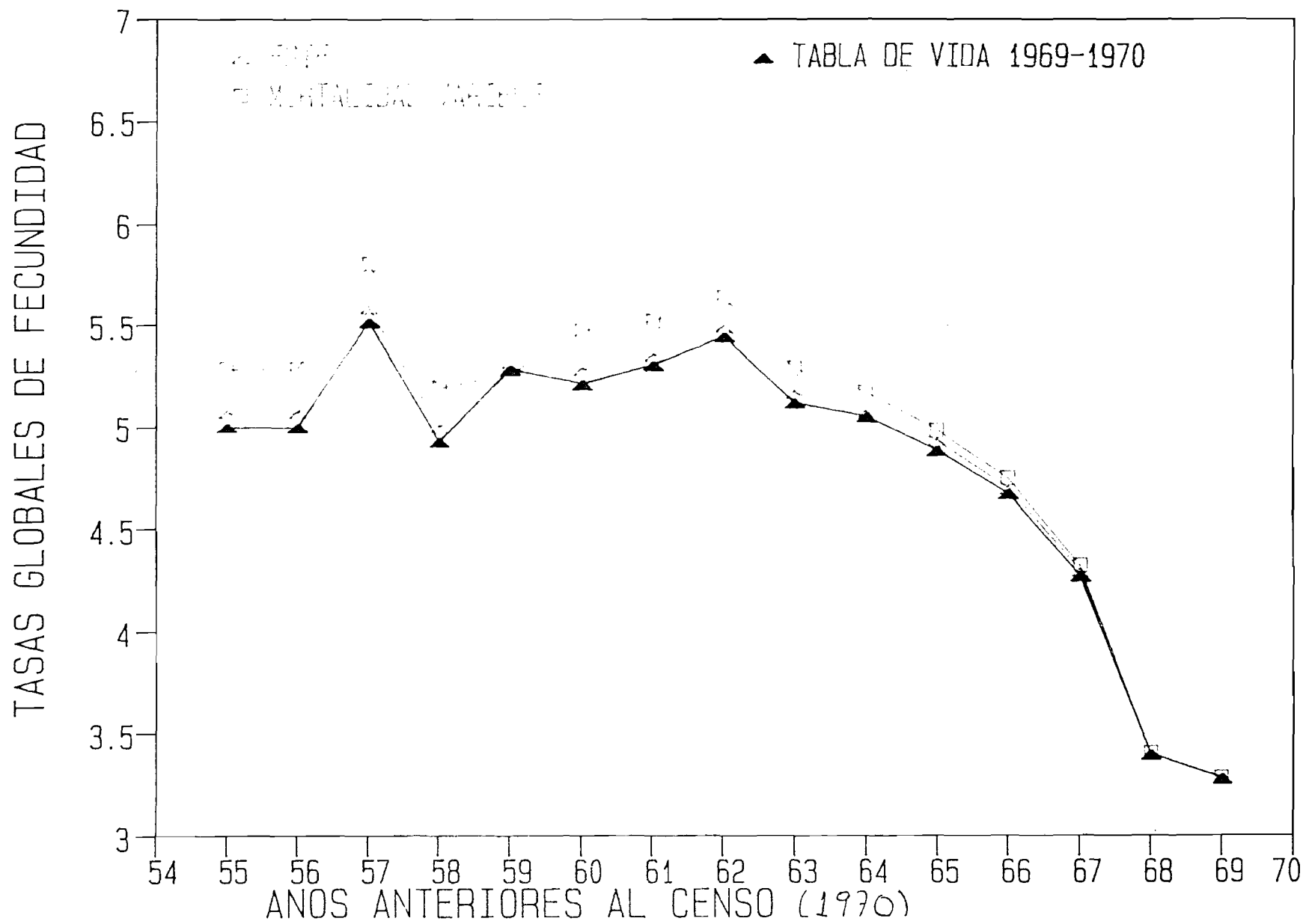
En el cuadro 7, se presentan los cocientes de las TGF entre cada familia y el modelo considerado como real. Como puede verse, las estimaciones de fecundidad utilizando las familias estarían sobrestimando los verdaderos niveles hacia el pasado en un máximo de 1.5%, según la utilización del censo de 1970. Al ser aplicada al censo de 1980, la sobrestimación máxima sería de 2.6% . Esta sobrestimación en las otras familias, no son significativas.

La sobrestimación de los modelos teóricos, también puede estar relacionado con el período de referencia. Es decir, mientras la tabla de vida corresponde al año central del intervalo, por ejemplo 1980-1985, la de los modelos corresponden en promedio a 1977.97, con lo cual se estaría tomando una mortalidad más alta y, por consiguiente, se obtiene una mayor cantidad de sobrevivientes en especial de nacimientos. Llama la atención, la subestimación en el trienio anterior al censo cuando se utiliza como fuente el censo de 1970, lo cual puede estar evidenciando los problemas de declaración que presenta dicho censo, característica que no se da con el censo de 1980, es decir, se esperaría si las fuentes fuesen de la misma calidad respecto a errores de empadronamiento, un comportamiento en las series similar a través de todo el periodo estimado.

El porcentaje de descenso que se observa, utilizando las tablas de vida alrededor de los censo de 1970 y 1982, es de 34.28% y 34.69% respectivamente. Al comparar éstos valores, con los presentados según cada familia las diferencias son mínimas; por ejemplo entre 1955-1969 el porcentaje de descenso de acuerdo a la familia Oeste es de 34.90% y en la familia Este de 35.44%, lo cual significaría una sobrestimación del "verdadero" descenso de un 1.8% y un 3.4% respectivamente. De igual forma para el periodo entre 1969-1981 los porcentajes de descenso en las mismas familias son muy similares 34.64% y 35.07%, lo cual significa una sobrestimación de alrededor del 1.1%.

Respecto al nivel, el cuadro siguiente contiene la diferencia en el número medio de hijos tenidos por las mujeres entre el modelo real considerado y cada familia modelo.

CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD. CENSO 1970



CUADRO 8
CHILE: DIFERENCIA MAXIMA EN NUMERO MEDIO DE HIJOS
TENIDOS POR LAS DE MUJERES

FAMILIA MODELO	CENSO 1970	CENSO 1982
	(1)	(2)
OESTE	0.014	0.067
ESTE	0.075	0.105

(1) Se refiere al período 1957-58,

(2) Se refiere al período 1969-70.

Lo anterior, así como las cifras del cuadro 8, estaría indicando que los cambios que se puedan considerar en la mortalidad para un momento dado, la cual se tomaría igual en la retroproyección, no incide significativamente en las estimaciones tanto del nivel como del descenso a través de todo el período en estudio.

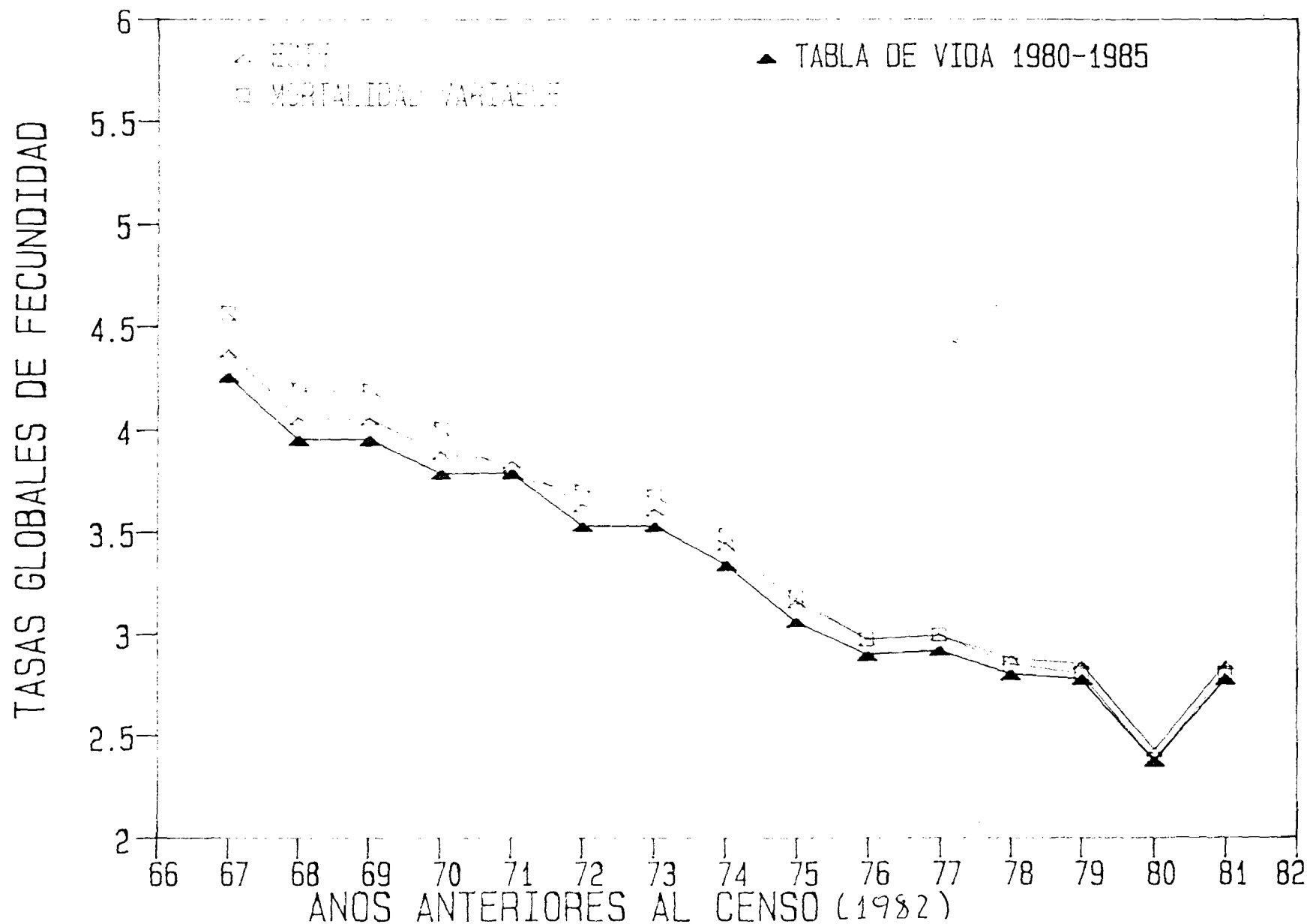
3.3 MORTALIDAD VARIABLE

En la última década, países de la región y por tanto subpoblaciones al interior de ellos, han tenido cambios importantes tanto en nivel como en patrón de la mortalidad por edad, en especial en los primeros años de la vida.

Un modelo más representativo de éstos cambios que los considerados anteriormente (secciones 3.1 y 3.2), sería el basado en una mortalidad según cada cohorte de edad presente al momento del censo o encuesta tanto de niños menores de quince años como de mujeres de 15 a 64 años de edad. En el cuadro 9, se presentan los desvios entre el modelo considerado en esta parte y los estimados en las secciones anteriores.

De acuerdo a los datos del cuadro, la familia Oeste que en la sección anterior presenta las menores desviaciones, en éste caso, al considerar un modelo con hipótesis de mortalidad variable, dicha familia dentro de las tablas modelo de Coale-Demeny presenta las mayores desviaciones para ambos

CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD. CENSO 1982



períodos estimados. Si observamos los gráficos 4 y 5, tenemos que la familia Oeste subestima los verdaderos niveles de fecundidad hacia el pasado.

CUADRO 9
CHILE: DESVIOS DE LA TGF DE LOS MODELOS CON MORTALIDAD CONSTANTE
RESPECTO AL DE MORTALIDAD VARIABLE

MODELOS	CENSO 1970	CENSO 1982
OESTE	.465824	.153379
ESTE	.287024	.112417
TABLA DEL PERIODO	.514649	.342865

En los mismos gráficos, llama la atención el comportamiento que se observa entre 1970 y 1979, el cual es característico cuando se miran desvios entre una mortalidad observada y una teórica; en cambio no ocurre lo mismo en el período 1954-1969, en donde las estimaciones verdaderas están siempre por arriba del modelo teórico. Este comportamiento podría estar ocasionado por dos posibles causas:

- 1.- Efecto de los cambios en la mortalidad.
- 2.- Efecto de la calidad de los datos.

De acuerdo al análisis anterior, la técnica es poco sensible a efectos provenientes de la causa uno, por tanto, la causa dos pareciera ser la que efectivamente está produciendo dicho efecto. Como se especificó anteriormente, los censos de 1970 y 1982 de Chile, tienen diferencias grandes en la calidad de la declaración, lo cual pudiese ser la causa que las desviaciones en las estimaciones para el período 1955-1969 en todos los modelos sean mayores que los del período 1967-1981.

Si observamos los gráficos 3.1 y 3.2 del anexo 2, en donde se tiene estimaciones para la Región Metropolitana de Santiago y Honduras con la misma mortalidad variable del total Chile en 1955-1969, se da el mismo

comportamiento, es decir, los mayores desvíos se presentan en las estimaciones provenientes de la fuente con más problemas de declaración. Sin embargo, no se puede descartar la posibilidad que factores expureos no considerados, tamaño de muestra etc, estén produciendo dichos efectos.

Respecto del punto dos, dichos gráficos parecen indicar, que si el censo o encuesta es de buena calidad, las estimaciones obtenidas con los modelos sin considerar la corrección por omisión censal, si bien están subestimadas, estadísticamente no són significativas. Lo anterior se puede confirmar si se efectua un análisis de varianza adicional para un modelo lineal, en donde, la variable dependiente es la tasa global estimada con hipótesis de mortalidad variable y, las independientes las provenientes de cada familia de las tablas modelo de Coale-Demeny. Como se conoce, el análisis de varianza adicional, permite estimar la contribución de cada predictor o variable independiente en la explicación del total de varianza. Este tipo de análisis, determina que para cualquier orden de entrada de los predictores, cualquiera de las familias explica el 99.5% del total de la varianza, siendo el aporte adicional de las otras familias modelo insignificante (del orden del .44%).

CUADRO 10

CHILE: DIFERENCIAS PORCENTUALES DE LAS TGF ENTRE LOS MODELOS
CON MORTALIDAD CONSTANTE Y EL CON MORTALIDAD VARIABLE

CENSO 1970				CENSO 1982			
PERIODO	OESTE	ESTE	TABLA 69-70	PERIODO	OESTE	ESTE	TABLA 80-85
1955-57	5.0	3.8	5.2	1967-69	4.5	3.7	6.0
1958-60	3.6	2.3	3.1	1970-72	1.8	1.1	3.2
1961-63	3.3	2.7	3.6	1973-75	1.5	1.2	3.7
1964-66	1.7	1.4	1.9	1976-78	-0.1	-0.2	2.3
1967-69	1.0	0.5	0.5	1979-81	-1.2	-1.4	0.8

FUENTE: Tabla III.1.

Los valores que se presentan en el cuadro 10, indican que las estimaciones provenientes de cada familia modelo subestiman los niveles hacia el pasado, siendo en mayor proporción la de las series obtenidas mediante el censo de 1970, 4.93% contra 4.45% del otro censo. Las series del período 1967-1981, al efectuar un suavizamiento por promedios móviles u otra forma, darían un mejor ajuste. La realidad del sesgo correspondiente a los errores del empadronamiento, podrán ser justificados de mejor manera en el capítulo siguiente.

En cuanto al descenso, en general es mucho menor según se tome el patrón de cada familia modelo cualquiera sea la fuente. Es así como al estimar los niveles de fecundidad mediante una mortalidad más real, se tiene que para el período 1967-1981 se da un descenso de la fecundidad del 38.62% contra un 35.22% de los modelos teóricos; la misma característica se encuentra para el período 1955-1969, presentándose un descenso del 37.53% contra 35.90%. Es decir, sin importar la calidad de la fuente, el utilizar patrones de mortalidad teóricos para estimar la fecundidad en el total de un país, hacen que el "verdadero descenso" se subestime entre un 1.63% y un 3.4%.

De acuerdo a lo anterior, si bien se presentan diferencias en las estimaciones de los niveles de fecundidad, al considerar patrones de mortalidad de modelos teóricos respecto a un patrón más real, éstas no son en número medio de hijos tenidos muy relevante. Por lo tanto, los posibles sesgos que se introducen en las estimaciones de la fecundidad, al no tener en cuenta los cambios de la mortalidad en el tiempo, estadísticamente no son de importancia para los casos considerados. Esto se puede evidenciar en los datos del cuadro 11, en el cual se presentan las diferencias máximas en número de hijos tenidos por las mujeres, al considerar el patrón de mortalidad de cada familia modelo respecto del patrón observado de mortalidad variable en cada período.

CUADRO 11
CHILE: DIFERENCIAS MAXIMAS EN NUMERO DE HIJOS
TENIDOS POR LAS MUJERES

FAMILIA MODELO	CENSO 1970	CENSO 1982
	(1)	(2)
OESTE	0.228	0.222
ESTE	0.227	0.184

(1) Se refiere al período 1957-58.

(2) Se refiere al período 1967-68.

Como se puede ver, si bien se producen diferencias en las estimaciones de acuerdo al patrón utilizado, éstas en terminos de significancia numérica no son de importancia. El hecho de que las diferencias aumentan puede estar ocasionado por la mortalidad alta del período 1955-69, así como por otros efectos que pueden estar incidiendo en forma indirecta.

IV SESGOS DE LA OMISION CENSAL

Es de conocimiento general, que en el proceso de preparación, levantamiento, procesamiento y publicación de resultados de un censo o encuesta, se pueden producir errores que afectan la calidad de los datos. De los errores que se puedan producir en cualquiera de las etapas anteriores, buena parte de ellos derivan del empadronamiento. Estos pueden ser de cobertura (errores cuantitativos) y de contenido (errores cualitativos).

Los clasificados como de cobertura, son los que afectan a la cifra total de la población la cual, es de importancia en técnicas como la de los hijos propios por la forma en que se obtienen los numeradores y denominadores de las tasas.

Los errores de contenido, más difíciles de medir, pueden tener importancia en la determinación de los diferentes grupos socio-económicos en que se divide la población. Dicha importancia, radica en que éste tipo de error se comete cuando, por ejemplo, se registra de forma incorrecta los datos del individuo lo cual puede hacer que sea asignado a un grupo social diferente. Este tipo de error incrementará por lo tanto los sesgos que determinan los errores de cobertura.

Como se ha indicado, se tendrán en cuenta para efectos del trabajo los errores de cobertura como la omisión censal. El cuadro 12, contiene los porcentajes de omisión censal sobre valor estimado para los censos de Chile de 1970 y 1982, según algunos grupos y edades simples.

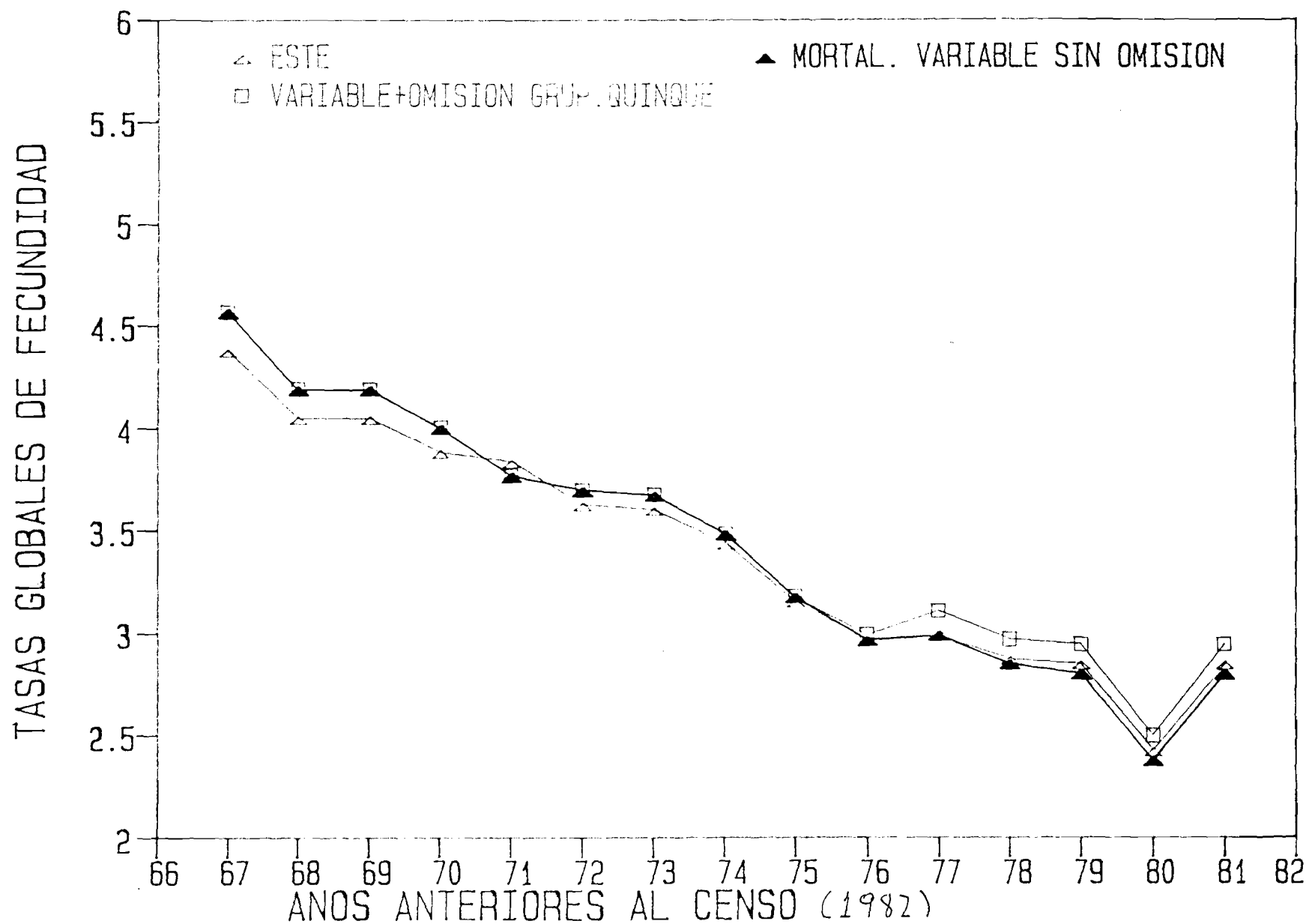
Se puede ver que la omisión censal de los menores de 15 años y de mujeres de 15-64 años de edad para el censo de 1970, numéricamente son muy semejantes. Sin embargo al desglosar en grupos quinquenales de edad dicha semejanza se pierde; si las comparaciones se miran en base a las edades simples, las diferencias se hacen mucho más desproporcionadas.

CUADRO 12
CHILE: OMISION CENSAL DE NIÑOS Y MUJERES EN LOS CENSOS
DE 1970 Y 1982

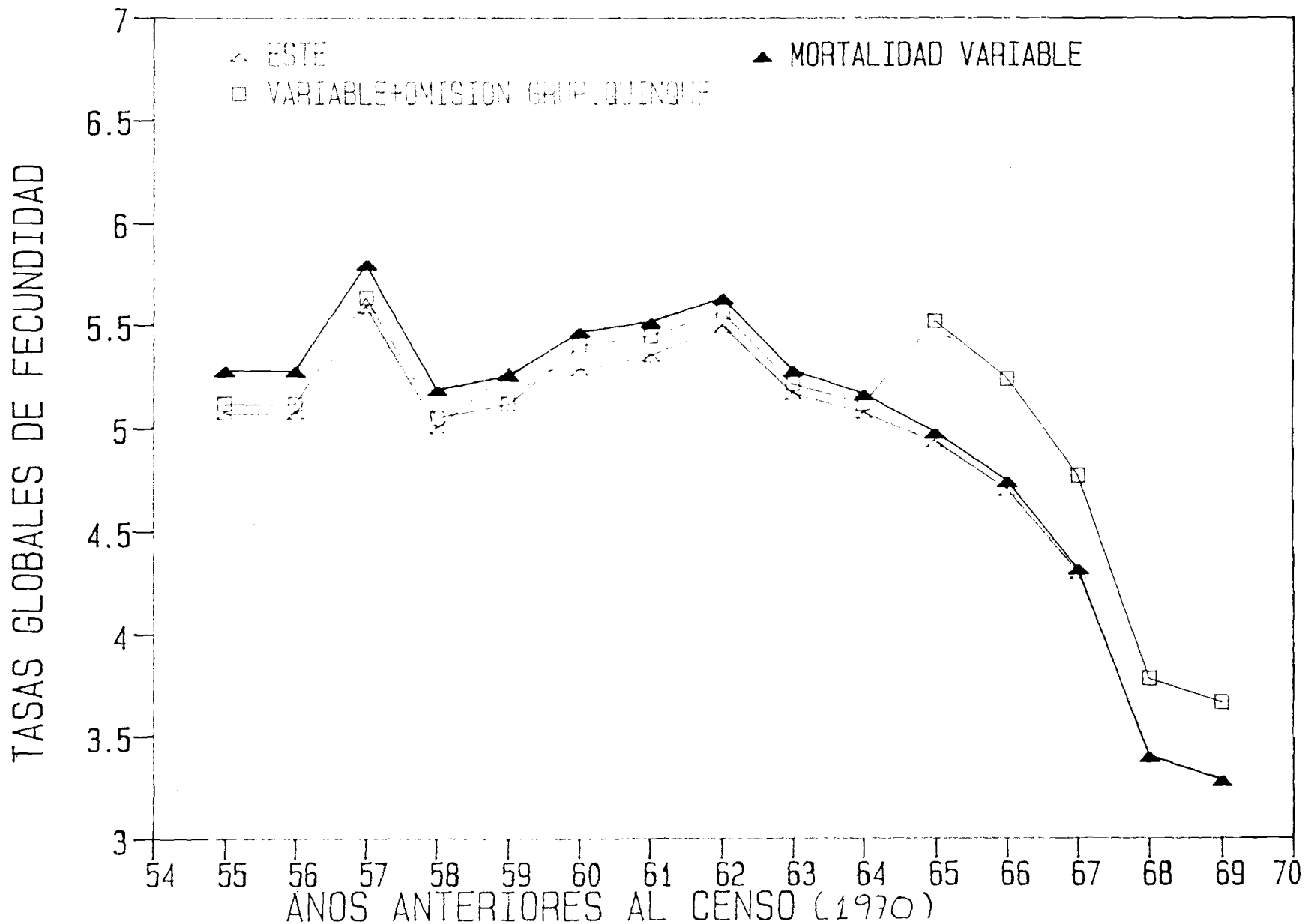
EDADES	1970	1982
TOTAL (1)	6.2	1.5
< 15	6.1	2.7
0	22.6	4.6
1	21.4	17.9
2	7.9	3.0
3	7.3	-1.1
4	6.6	-1.8
5	3.0	8.0
6	5.1	4.2
7	0.9	-0.2
8	2.1	-2.0
9	3.8	0.4
10	-2.0	-2.7
11	8.5	2.0
12	-4.5	2.2
13	3.3	4.1
14	2.7	0.4
MUJERES (15-64)	4.7	-2.4
15-19	3.3	-4.7
20-24	0.2	-4.1
25-29	6.8	2.5
30-34	6.4	2.9
35-39	-1.1	1.6
40-44	2.4	-0.7
45-49	8.6	5.7
50-54	8.9	-6.3
55-59	8.5	5.5
60-64	13.3	4.5

FUENTE: (1) INE-CELADE. Chile. Estimaciones y proyecciones de población: 1950-2025.

CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD. CENSO 1982



CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD. CENSO 1970



Es así por ejemplo, que para un niño menor de 1 año la omisión censal es del 22.6%. De acuerdo a la metodología, éstos generan los nacimientos del primer periodo anual anterior al censo. Las mujeres de 15 años al momento del censo, las cuales generan el denominador de la tasa en dicho año tienen un 3.0% lo cual aritméticamente no se pueden compensar. Los factores de corrección que corresponden por dicha omisión, 1.2927 y 1.0305, generan un cociente muy diferente de 1. Como dicho cociente, 1.2544, es multiplicativo, significa incrementar en un 25.44% la cifra a la cual está operando matemáticamente.

Con el fin de constatar estos sesgos en las estimaciones de los niveles de fecundidad, se considera lo siguiente:

4.1 OMISION CENSAL POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD.

Como puede observarse en los gráficos 6 y 7, la diferencia entre las estimaciones obtenidas considerando la mortalidad de cada cohorte sin omisión y con omisión por grupos quinquenales de edad, es de importancia en el período 1964-1969 y, en menor proporción para 1977-1981. Lo anterior, es una primera evidencia de la insidencia de los errores cuantitativos del empadronamiento, en la calidad de las estimaciones mediante la técnica. Al considerar la omisión por grupos quinquenales de edad, se está suponiendo que la omisión del grupo es igual para cada edad simple, supuesto más aceptable que le de asignar un factor de corrección de 1 para todas las edades.

El cuadro 13, contiene las diferencias máximas en el número de hijos tenidos por las mujeres entre las variantes anteriores, con la que se considera la mortalidad variable con omisión por grupos quinquenales. Como puede verse, de acuerdo a la calidad censal se puede constatar que en las estimaciones provenientes de un censo el cual su composición por edad está fuertemente afectada por la mala declaración, se encuentran diferencias en más de medio hijo con respecto a estimaciones en las cuales no se tienen en cuenta dichos errores.

CUADRO 13
CHILE: DIFERENCIAS MAXIMAS EN NUMERO DE HIJOS
TENIDOS POR LAS MUJERES

MODELOS	CENSO 1970	CENSO 1982
	(1)	(2)
OESTE	0.603	0.113
ESTE	0.586	0.107
VARIABLE	0.519	0.145

(1) Se refiere al período 1965-66.

(2) Se refiere al período 1977-78.

Es sorprendente la diferencia que se presenta cuando se comparan cifras provenientes de fuentes de una calidad buena; los sesgos que se producen son insignificantes numéricamente. Diferencias que significarían obtener tasas globales de fecundidad para cualquiera de las familias de las tablas modelo de Coale-Demeny, de 2.9 hijos por mujer en lugar del valor "real" de 3.0.

Si tenemos en cuenta las cifras del cuadro 14, se puede constatar que las estimaciones provenientes al considerar los patrones de las familias seleccionadas de las tablas modelo de Coale-Demeny, en general subestiman los valores de las tasas globales de fecundidad; subestimación que tiene diferentes características de acuerdo a la fuente. Este hecho, es mayor en los dos trienios más próximos al censo y declina hacia el pasado con mayor intensidad en el período 1955-1965. La serie proveniente del censo de 1982 muestra un comportamiento más constante. Llama la atención, al considerar una mortalidad variable, la sobrestimación en los trienios más alejados del censo, siendo mayor la que proviene del censo de 1970. Lo anterior, puede ser consecuencia de la mayor mortalidad en el período, así como un posible efecto de la migración de niños mayores de nueve años.

CUADRO 14
CHILE: DIFERENCIAS PORCENTUALES DE LAS TGF ENTRE LOS MODELOS
SIN OMISION Y EL DE MORTALIDAD VARIABLE CON OMISION
POR GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD EN AMBAS POBLACIONES

CENSO 1970				CENSO 1982			
PERIODO	OESTE	ESTE	VARIA.	PERIODO	OESTE	ESTE	VARIA.
1955-57	2.1	0.9	-3.1	1967-69	4.4	3.6	-0.1
1958-60	1.4	0.2	-2.2	1970-72	1.6	0.9	-0.2
1961-63	2.1	1.5	-1.3	1973-75	1.9	1.5	0.4
1964-66	7.7	7.3	6.0	1976-78	2.8	2.6	2.8
1967-69	10.6	10.1	9.7	1979-81	3.5	3.3	4.6
*	1.36	1.23	1.13		0.20	0.16	0.08

Fuente: Tabla III.1

* Corresponde a los desvios de cada modelo respecto al real.

Es de resaltar, el porcentaje de subestimación alto del período comprendido entre 1967-1969 respecto del período 1979-1981, del 10.6% y 3.5% respectivamente, lo cual muestra la gran incidencia del grupo 0-4 años. Significa esto la necesidad de no tener en cuenta las estimaciones de los cinco periodos anuales más proximos al censo?. Una decisión de esta indole no permitiría una serie de análisis sobre tendencias y mucho menos estudios diferenciales entre subgrupos de la población. Contrariamente efectuar análisis sin considerar éste tipo de corrección llevaría a conclusiones que no estarían reflejando muy bien la realidad.

Del mismo cuadro, es importante considerar los desvios, por ejemplo 1.36 y 0.08, los cuales muestran como se afecta las estimaciones al no tenerse en cuenta factores de corrección de los errores provenientes del empadronamiento. La razón, como puede verse es simple, ya que los nacimientos y la población femenina expuesta al riesgo de producirlos se estiman inflando el total observado al momento del censo; una subenumeración por ejemplo, en determinada edad producirá una subestimación en los correspondientes años anteriores al censo. Así un error en la declaración de

la edad producirá una distribución incorrecta de los valores estimados en cada uno de éstos periodos.

El descenso considerando éste tipo de corrección en el periodo 1955-1969 es de 28.5%, el cual es compatible al presentado entre 1960-1970 de 25.6% de acuerdo a la información proveniente de registros; el descenso es más marcado entre 1967-1981, siendo de 35.4%. Como puede verse en la tabla 5 del anexo 2, al considerar un factor de corrección por grupos quinquenales de edad, se presentan diferencias de importantes en el descenso, para el periodo 1955-1969. Es así, que si bien se da una sobrestimación en los descensos sin importar la fuente de la cual provienen las estimaciones, dicho sesgo es más marcado en las obtenidas del censo de 1970 con una sobrestimación del 27.6% contra un 9.0% de las provenientes del censo de 1982.

Lo anterior determina el riesgo al cual se está sometido, cuando en base a estimaciones obtenidas de fuentes de no muy buena calidad se efectúan análisis de tendencias. Es de tener en cuenta, que éste tipo de sesgo se observa a nivel nacional lo cual hace más riesgoso aquellas conclusiones que al respecto se puedan efectuar sobre grupos más específicos. Así, por ejemplo, los grupos de ingresos muy bajos o de escaso nivel de instrucción pueden estar afectados por mayores omisiones y mayores errores en la declaración de la edad que lo que está la población como un todo. Es importante recordar, que los factores de ajuste por errores de empadronamiento que se obtienen para la población total no son aplicables a poblaciones de subdivisiones geográficas o aquellas definidas de acuerdo a características socio-económicas. A pesar de esto, si se intenta realizar análisis de la fecundidad diferencial, será necesario realizar evaluaciones adicionales para dichos grupos.

4.2

OMISION CENSAL POR EDADES SIMPLES

De acuerdo a las cifras del cuadro 12, la omisión censal según grupos quinquenales es una especie de promedio ponderado de cada edad simple. Como se constata en dicho cuadro, al obtener las omisiones por edades simples sus pesos son muy diferentes y por lo tanto su efecto en las estimaciones correspondientes son también distintas.

Al aplicar, por ejemplo, a los niños del grupo 0-4 años sobrevivientes al momento del censo de 1970 la corrección por el 13.1% de omisión igual a cada edad simple, se corrige muy por debajo de lo real a la población de 0 y 1 año y sobre-corregido a la población del resto de edades. Esto debe producir una subestimación de los nacimientos reales en los dos períodos anuales anteriores al censo, así como una sobrestimación del tercero al quinto período.

Como la técnica de los hijos propios utiliza la población de menores de 15 años por edades simples, se efectuará el análisis de los sesgos por omisión en los siguientes aspectos:

- 1.- Sesgos que se producen si solamente se corrige la población de niños menores de 15 años.
- 2.- Sesgos si solamente se corrige la población femenina de 15-64 años.
- 3.- Sesgos al corregir ambas poblaciones.

La comparación de las estimaciones obtenidas según se efectue una de las correcciones anteriores con las obtenidas en el capítulo III, podrá determinar que rangos de error se producen además de evidenciar si existe realmente un efecto de compensación.

OMISION POR EDADES SIMPLES EN LOS MENORES DE 15 AÑOS

Una de las características imperantes en los censos de América Latina, sin importar si es un país catalogado como de buenos o malos registros y censos, es que los errores de empadronamiento altos en las primeras edades siempre están presentes.

De acuerdo a los datos del cuadro 12 y los gráficos 8 y 9, los errores están presentes en mayor o menor intensidad, así como distribución, por lo tanto no es conveniente dejarlos de lado. Como lo indican los gráficos, la magnitud de los sesgos son directamente proporcionales a las omisiones presentes en cada edad, lo cual indica, la conveniencia de tener muy en cuenta éste tipo de corrección al ser aplicada la técnica de los hijos propios.

CUADRO 15

CHILE:DIFERENCIAS PORCENTUALES DE LAS TGF ENTRE LOS
MODELOS SIN OMISION Y EL MODELO DE MORTALIDAD VARIABLE
CON OMISION POR EDADES SIMPLES EN LOS MENORES DE 15 AÑOS

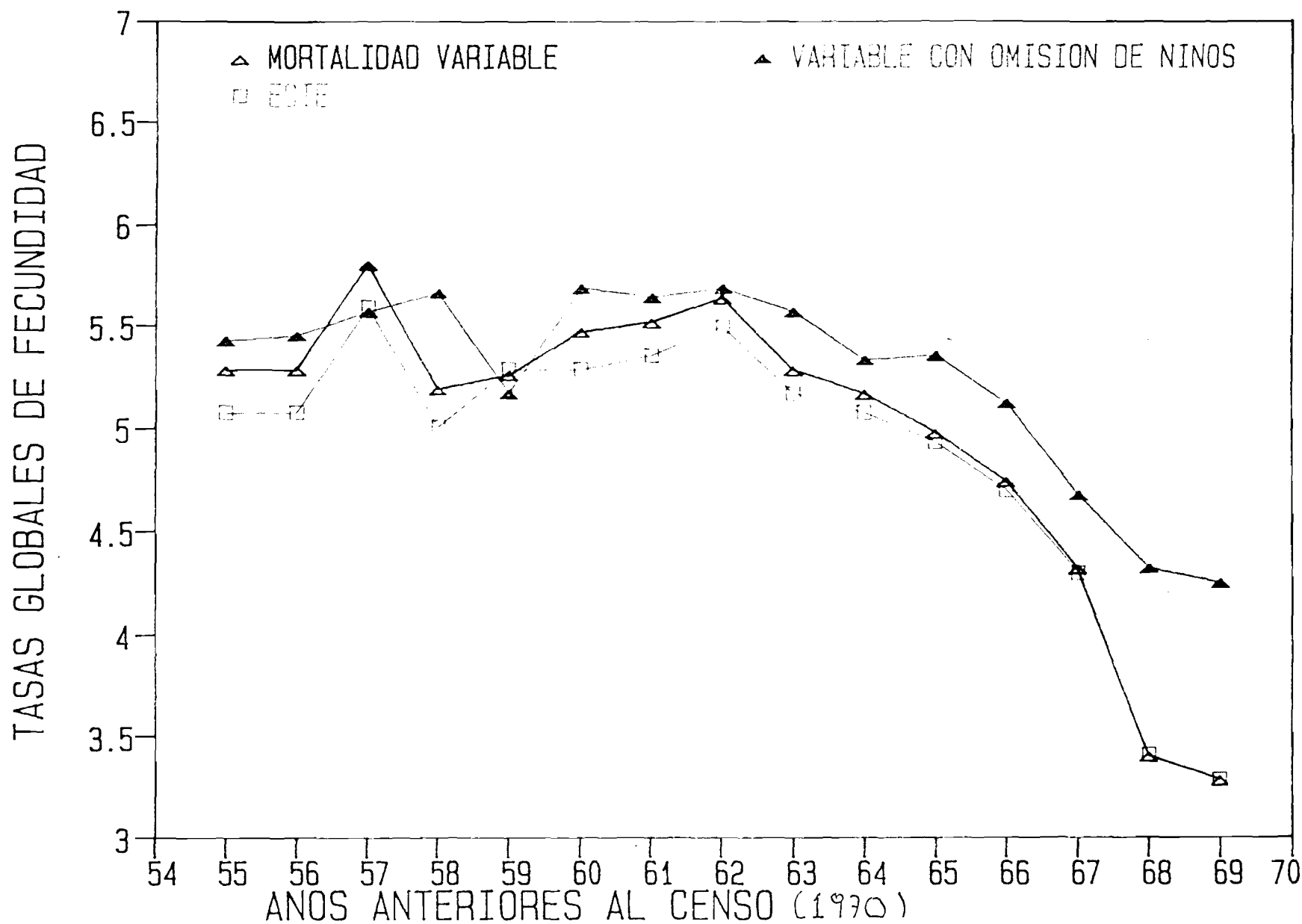
CENSO 1970				CENSO 1982			
PERIODO	OESTE	ESTE	VARIA	PERIODO	OESTE	ESTE	VARIA
1955-57	5.4	4.2	0.5	1967-69	6.6	5.8	2.2
1958-60	7.1	5.9	3.6	1970-72	1.7	1.0	-0.1
1961-63	5.9	5.3	2.7	1973-75	2.1	1.7	0.6
1964-66	7.3	6.9	5.6	1976-78	1.9	1.7	2.0
1967-69	17.8	17.4	17.0	1979-81	7.4	7.2	8.5
*	3.96	3.59	2.71		0.70	0.63	0.45

Fuente: Tabla III.1 .

* Corresponde a los desvios de las estimaciones sin omisión respecto a las que consideran factores de corrección para los < 15 años.

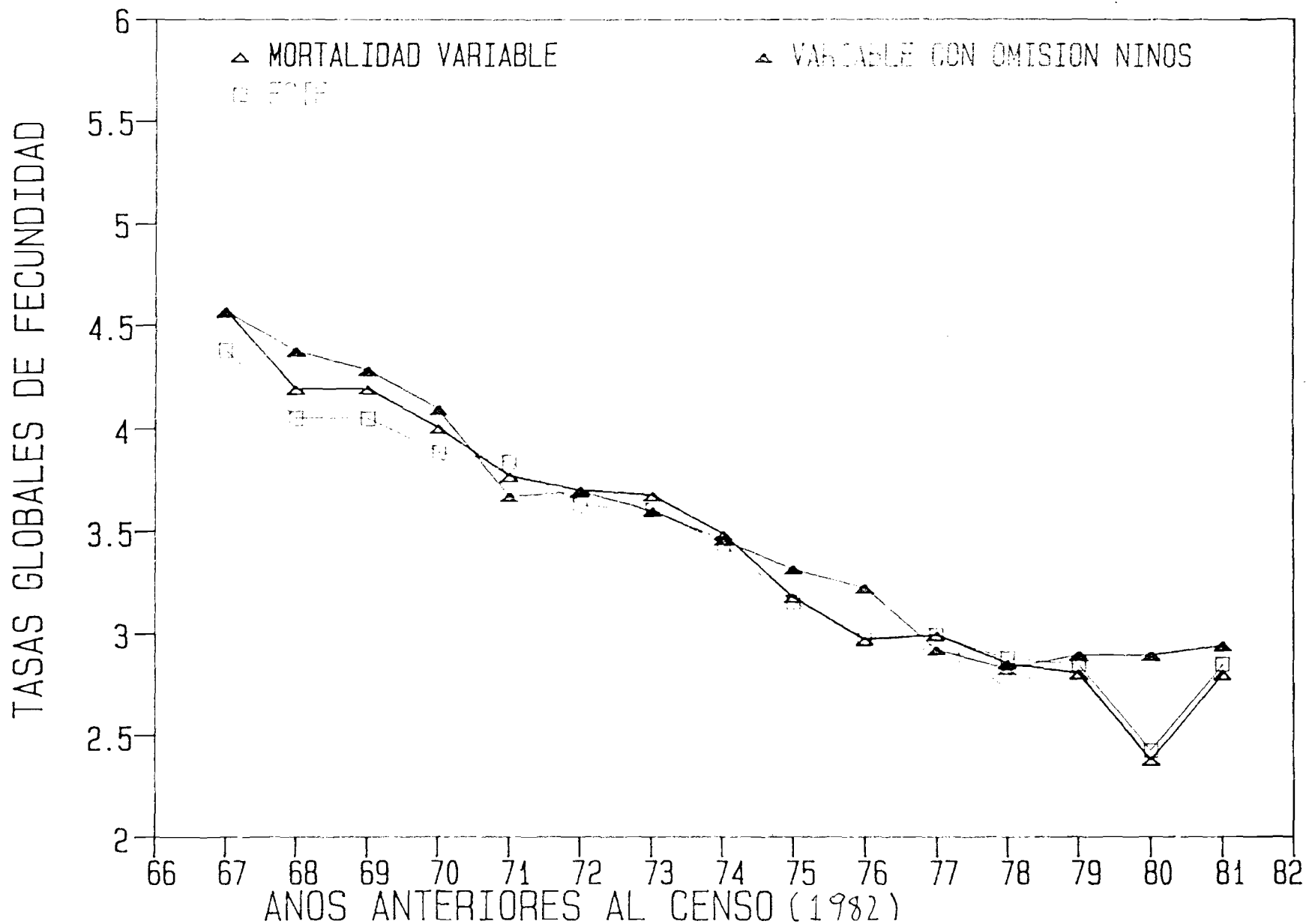
Las cifras del cuadro 15, correspondientes a los cocientes entre las estimaciones de las TGF sin omisión y, las que se obtienen corrigiendo los

CHILE: T.G.F. SEGUN OMISION POR EDADES SIMPLES



62
Gráfico 9

CHILE: T.G.F. SEGUN OMISION POR EDADES SIMPLES



niños de ambos sexos por un factor para cada edad simple, dan una idea de la importancia del sesgo. De acuerdo a éstas series, la subestimación es general si bien disminuye hacia el pasado, resaltando los rangos de acuerdo a la calidad de la fuente utilizada.

Como puede observarse en el cuadro, la subestimación en el primer trienio es bastante importante, sobre todo en la que se deriva del censo de 1970. Esta es de alrededor del 18%, lo cual justifica el hecho de no tenerlas en cuenta para los análisis, y considerar los niveles y tendencia del resto de la serie.

Es aceptable esta decisión?. Es de poca importancia la subestimación de alrededor del 7% presente en el segundo trienio?. Llama la atención que dicha subestimación está en relación directa con el porcentaje de omisión censal del grupo de edad 0-4. Como se puede imaginar, así se suavise con cualquier procedimiento conocido, las estimaciones en cualquiera de las familias modelo tendrán una subestimación que no puede descartarse. Al considerar las series obtenidas del censo de 1982, de acuerdo a cada patrón de mortalidad modelo, la subestimación si bien es general para todo el período su intensidad es mucho menor, lo cual permite utilizar todas las estimaciones. Como se puede ver, el comportamiento de las series en éste caso son menos fluctuantes hacia el pasado y las subestimaciones de menor rango.

En el capítulo anterior se afirmó que la mortalidad no tiene un impacto significativo en las estimaciones. Si observamos las series correspondientes a una mortalidad variable, en el mismo cuadro 15, se puede encontrar lo siguiente: sin importar la fuente, la subestimación observada en los modelos con mortalidad constante disminuye al considerar una mortalidad según cada cohorte. Esto podría estar indicando, que el escaso sesgo ocasionado por la mortalidad en las estimaciones, al interactuar con el efecto de la omisión estaría balanceando el sesgo que introduce esto último a medida que se retrocede en el tiempo.

La importancia de tener en cuenta factores de corrección para la población censada, lo indican los desvios que se presentan en cada modelo.

Como se puede ver, entre más deficiente sea la fuente utilizada las estimaciones que se obtienen, encaminadas a efectuar análisis diferenciales de fecundidad, evaluación de otras estimaciones o análisis de tendencias son de bastante riesgo, ya que las dispersiones aumentan considerablemente al deteriorarse la calidad de la fuente.

Lo anteriormente dicho se hace más evidente, si tenemos en cuenta las cifras del siguiente cuadro, en el cual se ve claramente que las diferencias que se presentan entre las estimaciones son de tener muy en cuenta. De una fuente de mala calidad como la de 1970 ($Myers=10.3$), para períodos cercanos al censo las diferencias que se encuentran son de cerca de 1 hijo y, de 0.5 a 0.7 hijos en los más alejados. Esto estaría indicando, que estimaciones de éste tipo de procedencia den una información poco realista de los niveles y tendencias de un país, aspecto que puede incrementarse aún más a nivel de subgrupos sociales o geográficos.

CUADRO 16
CHILE:DIFERENCIA MAXIMAS EN EL NUMERO DE HIJOS AL TENER
EN CUENTA LA CORRECCION DE LA POBLACION MENOR DE 15

MODELOS	CENSO 1970		CENSO 1982	
	(1)	(2)	(1)	(2)
OESTE	0.995	0.722	0.488	0.365
ESTE	0.978	0.673	0.482	0.333
VARIABLE	0.964	0.482	0.520	0.179

(1) Corresponde a diferencias en los períodos más cercanos al censo.

(2) Corresponde a diferencias en los períodos más alejados.

Al tener en cuenta las cifras estimadas de una fuente de mejor calidad como la del censo de 1982 ($Myers=4.2$), las diferencias si bien continúan observándose, son de menor magnitud sobre todo hacia el pasado; no así en los primeros períodos donde alcanza a 0.5 hijos por mujer.

El efecto que se produce en las tendencias de los niveles, son de importancia de acuerdo al tipo de fuente utilizada. Para el período 1955-1969, al tener en cuenta el factor de corrección de los niños menores de 15 años, el porcentaje de descenso real observado de 21.4%, estaría sobrestimado en los modelos teóricos sin corrección. Estos fluctúan entre un 34.9% en la Oeste y, un 35.44% en la Este, siendo mucho mayor al comparar con el patrón variable, 37.5%. Esto último, se hace más evidente en el gráfico 8, donde la diferencia de las curvas respectivas muestra la importancia del sesgo que se introduce en las tendencias al no tener en cuenta dicha corrección.

De manera menos importante se presentan sesgos en el período 1967-1981. Como puede observarse en el gráfico 9, estos sesgos son mínimos, de tal manera que si se suavizan las curvas serían casi paralelas y, por tanto sus pendientes muy próximas. En cifras porcentuales, significa un descenso del 35.1% en la Oeste contra un 35.9% al considerar el factor de corrección.

OMISION POR EDADES SIMPLES EN MUJERES DE 15-64 AÑOS

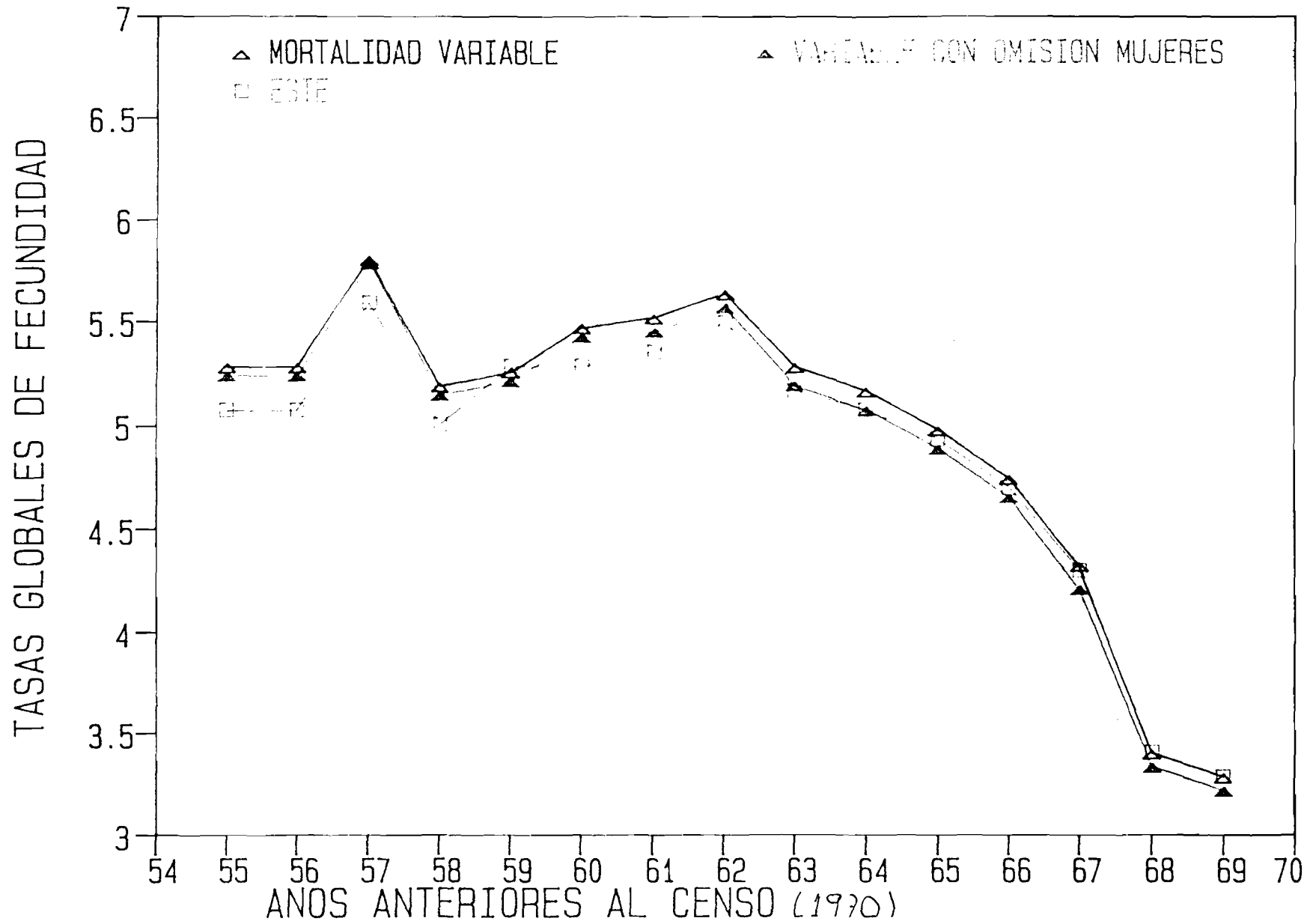
Los errores del empadronamiento presentes en la población femenina, tienen importancia en el sentido de que éstos pueden deprimir o aumentar las tasas, al aumentar o disminuir los denominadores. Las cifras del cuadro 12, pueden dar un indicio de la importancia de estos errores sobre todo, la sobrenumeración en algunos grupos de edades como las de 41 y 61 años.

Las cifras del cuadro 17, muestran la incidencia de la sobrenumeración en las edades más viejas, que en general no es muy importante. Debe recordarse, que cuando se habla de importancia en cifras se refiere a diferencias numéricas, criterio que puede variar dependiendo del tipo de análisis al cual dichas cifras se referirán.

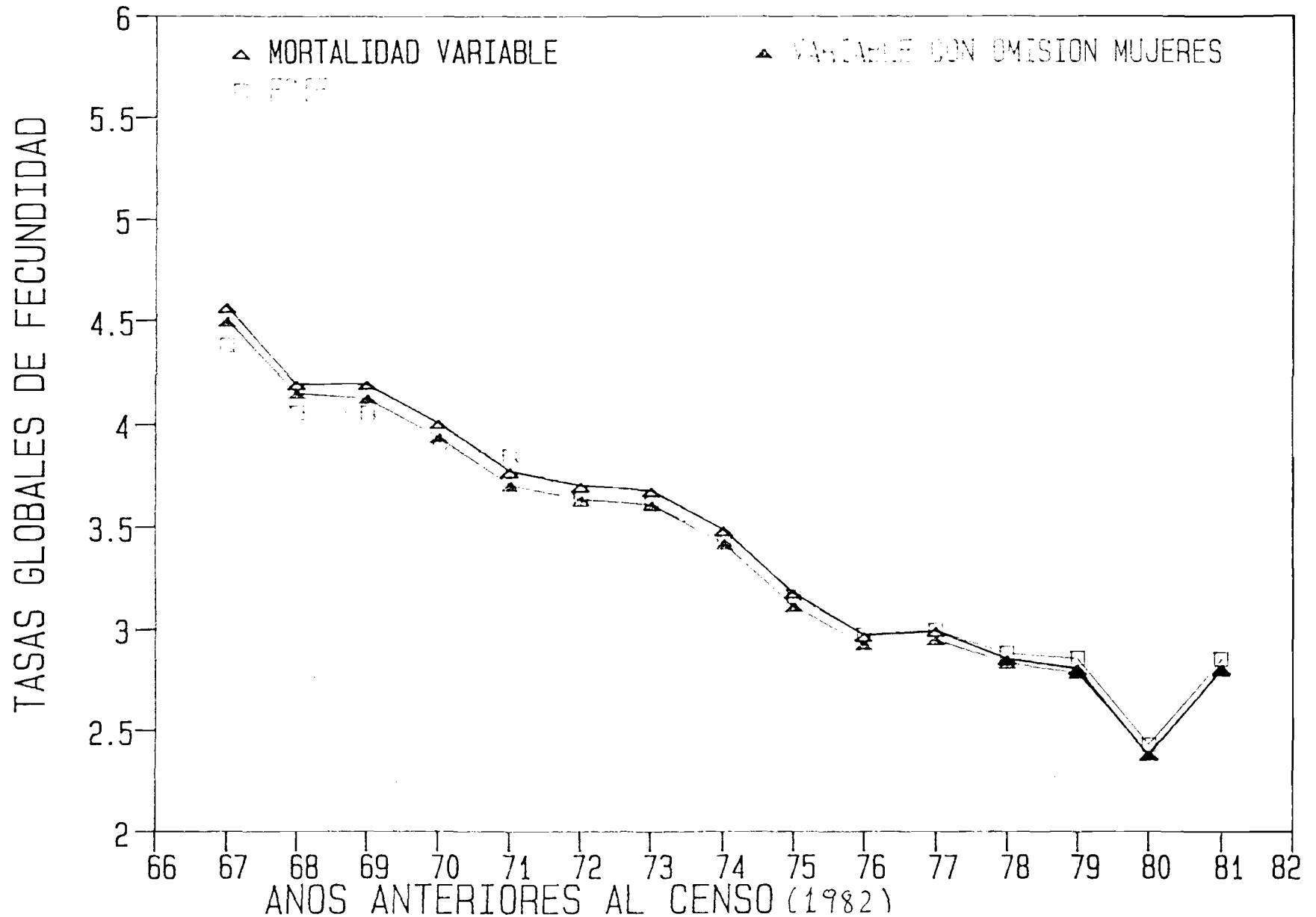
Si tomamos en primer lugar los patrones modelos, en todos ellos se presentan sobrestimaciones en los períodos más cercanos al censo la cual disminuye hacia el pasado hasta llegar a una subestimación, máxima del 4%

66
Gráfico 10

CHILE: T.G.F. SEGUN OMISION POR EDADES SIMPLES



CHILE: T.G.F. SEGUN OMISION POR EDADES SIMPLES



hacia los años más alejados. Llama la atención que estas no son muy fluctuantes entre sí, lo cual indica la poca incidencia de éste tipo de error sin importar la calidad de la fuente de la cual provengan.

En cuanto a la mortalidad variable, en cualquiera de los censos, se da una sobrestimación entre 0.3% y 2.1%, a través de todo el período estimado, mostrando nuevamente la forma como esta contrarresta los efectos ocasionados por los errores de declaración.

CUADRO 17

CHILE:DIFERENCIAS PORCENTUALES DE LAS TGF ENTRE LOS MODELOS
TEORICOS Y EL MODELO CON CORRECCION DE MUJERES DE 15-64 AÑOS

CENSO 1970				CENSO DE 1982			
PERIODO	OESTE	ESTE	VARI	PERIODO	OESTE	ESTE	VARI
1955-57	4.2	3.1	-0.8	1967-69	3.2	2.5	1.3
1958-60	2.5	1.3	-1.1	1970-72	-0.1	-0.8	-1.9
1961-63	1.7	1.1	-1.6	1973-75	-0.6	-0.9	-2.1
1964-66	-0.3	-0.7	-2.1	1976-78	-1.5	-1.7	-1.5
1967-69	-1.5	-2.1	-2.5	1979-81	-1.5	-1.7	-0.3
*	0.27	0.16	0.09		0.09	0.08	0.05

Fuente: Tabla III.1 .

* Corresponde a los desvios de los modelos respecto al real.

En los gráficos 10 y 11, se puede ver como el comportamiento de la curva proveniente del censo de mejor calidad, es más estable, lo cual podría indicar que de poder disponer de censos o encuestas cuya calidad de empadronamiento sea satisfactorio, no se estaría introduciendo sesgos de importancia en las estimaciones de la tasa global de fecundidad por el hecho de no corregir la población femenina.

El relativo poco sesgo que se introduce por éste tipo de error, se puede cuantificar en los desvios que resultan entre estimaciones, con y sin un factor de corrección por éste error. También, se puede medir si

consideramos las diferencias máximas en el número medio de hijos tenidos por las mujeres, del cuadro 18. Como se puede ver, éstas diferencias en número de hijos numéricamente no tienen relevancia, significando por ejemplo, que en lugar de una tasa global de fecundidad, para un período determinado, de 5.1 sea en realidad de 5.3 hijos por mujer.

CUADRO 18
CHILE:DIFERENCIA MAXIMA EN EL NUMERO DE HIJOS
CONSIDERANDO LA CORRECCION DE MUJERES

MODELO	CENSO 1970	CENSO 1982
	(1)	(2)
OESTE	0.245	0.240
ESTE	0.184	0.202
VARIABLE	0.040	0.018

(1) Corresponde al período anual 1957-58.

(2) Corresponde al período anual 1967-68.

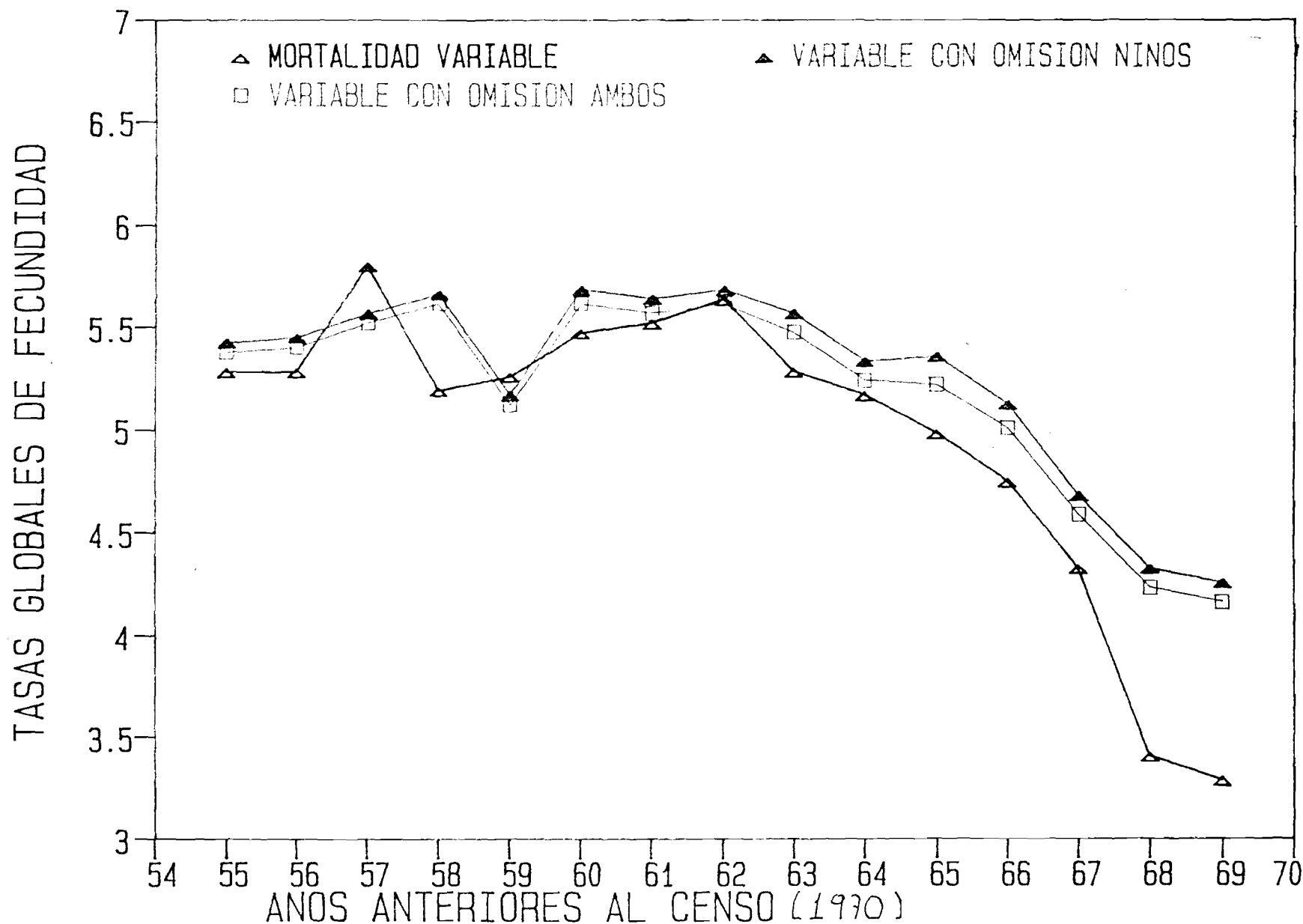
En cuanto al sesgo que se produce en la tendencia, su incidencia en esta, así como en el nivel es de poca importancia. Al considerar únicamente la corrección de la población femenina, los porcentajes de descenso observados para los períodos 1955-1969 y 1967-1981, son de 38.7% y 38.0% respectivamente, que comparados con los modelos teóricos, éstos estarían subestimándolo en una proporción de relativa poca importancia.

Llama la atención la diferencia de las subestimaciones, al tener en cuenta la corrección de la población de niños, comparación que muestra la gran importancia de la calidad de la fuente.

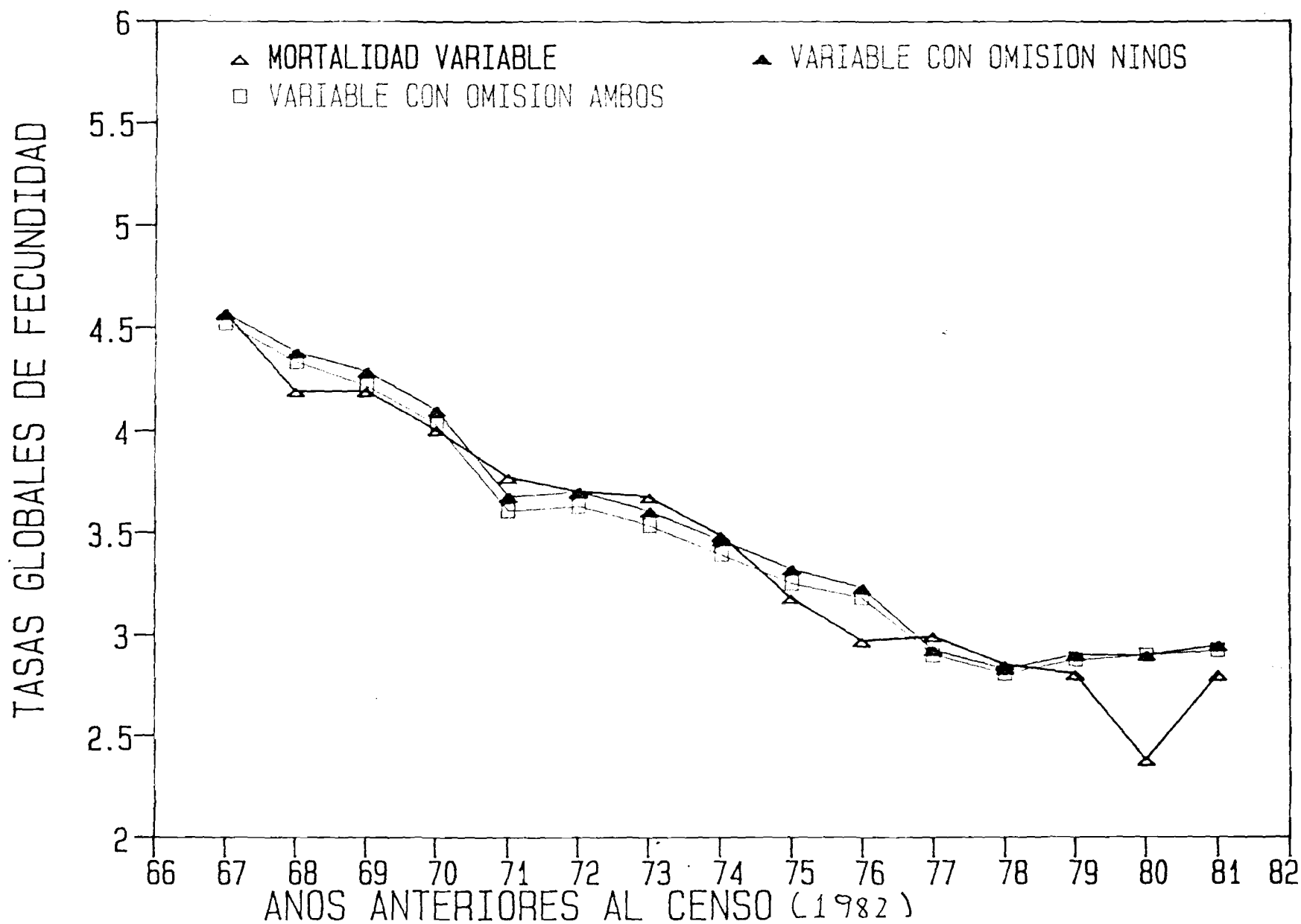
OMISION POR EDADES SIMPLES EN NIÑOS Y MUJERES

Un modelo que teóricamente determina estimaciones más reales, es aquel en el cual las poblaciones que generan los numeradores y denominadores de las tasas, se sobreviven de acuerdo a una mortalidad variable observada en

CHILE: T.G.F. SEGUN IMISION POR EDADES SIMPLES



CHILE: T.G.F. SEGUN OMISION POR EDADES SIMPLES



el período y, sean corregidas para cada edad simple, según la omisión censal para la población en ese momento.

Si examinamos los gráficos 12 y 13, las estimaciones del nivel de la fecundidad para el total del país, sin importar la fuente de la cual provengan, tienen un comportamiento casi paralelo al observado cuando se corrige por la omisión de niños únicamente. Lo anterior, es un indicio, de que en realidad no existe una compensación entre los sesgos determinados por las omisiones, ya que si fuese así, la curva debería tener un comportamiento similar a la de mortalidad variable sin omisión. El tipo de sesgo que se introduce en las estimaciones del nivel, al corregir ambas poblaciones por los factores correspondientes se pueden ver en el cuadro 19, siendo éstos de diferente magnitud según el censo.

CUADRO 19
CHILE:DIFERENCIAS PORCENTUALES ENTRE LOS MODELOS TEORICOS
Y EL MODELO CON CORRECCION POR EDADES SIMPLES EN
AMBAS POBLACIONES

CENSO DE 1970				CENSO DE 1982			
PERIODO	OESTE	ESTE	VARI	PERIODO	OESTE	ESTE	VARI
1955-57	4.7	3.5	-0.3	1967-69	5.4	4.6	0.9
1958-60	6.0	4.9	2.6	1970-72	-0.1	-0.9	-1.9
1961-63	4.4	3.8	1.1	1973-75	0	-0.3	-1.5
1964-66	5.3	5.0	3.7	1976-78	0.5	0.3	0.5
1967-69	15.8	15.4	15.0	1979-81	7.0	6.8	8.1
*	2.92	2.62	1.98		0.56	0.51	0.41

Fuente: Tabla III.1.

* Corresponde a los desvios entre cada modelo respecto al modelo con corrección en ambas poblaciones.

Consideremos en primer lugar el período 1955-1969. Se presenta una subestimación en el nivel sin importar el patrón de mortalidad modelo, siendo menor hacia el pasado desde un 15% a un 4.7% en promedio. La magnitud

de los sesgos se puede cuantificar en los desvios altos, que se presentan al comparar, sobre todo, las estimaciones con patrones de mortalidad modelo.

El desvio menor que se da al considerar el patrón variable, corrobora lo dicho en el sentido, de que si bien, el sesgo que se introduce al considerar únicamente mortalidad es de poca importancia, al tener en cuenta los sesgos en su conjunto, la mortalidad mayor hacia el pasado actúa en el mismo sentido que el sesgo del error de los niños.

En cuanto al porcentaje de descenso real en el período, es del 22.9% . En general, se sobrestima en todos los otros modelos considerados entre un 50% y un 53% . Lo anterior, estaría indicando lo inapropiado de utilizar estimaciones provenientes de fuentes de la calidad del censo de Chile de 1970 sin corrección para el estudio de tendencias.

Respecto al período comprendido entre 1967-1981, la subestimación de los niveles hacia el pasado es un poco menor, siendo de alrededor del 4%.. Si tenemos en cuenta los valores de las series, tomado cualquier patrón de mortalidad, el suavizamiento que generalmente se efectúa para éste tipo de resultados daría una serie de valores bastante próximos al real. Esto se puede concluir, en vista de los desvios tan pequeños que se presentan al comparar los modelos con factor de corrección 1 y el real. El descenso real observado para éste período es del 35.3% , valor muy semejante en los demás modelos, indicando la poca incidencia en las tendencias de la omisión censal, cuando se puede contar con datos básicos de buena calidad.

El cuadro 20, contiene las diferencias máximas en el número medio de hijos por mujer para los años más próximos y alejados del censo. Las cifras del cuadro, dan muestra de la magnitud de los sesgos en los niveles de fecundidad introducidos por las deficiencias cuantitativas del empadronamiento. Si comparamos éstos sesgos con los correspondientes del cuadro 16, se puede ver claramente que si bien existe una disminución, no son en tal magnitud que pueda pensarse en una compensación.

CUADRO 20

CHILE:DIFERENCIA MAXIMA EN EL NUMERO DE HIJOS ENTRE MODELOS AL
CONSIDERAR CORRECCIONES EN AMBAS POBLACIONES

MODELOS	CENSO 1970		CENSO 1982	
	(1)	(2)	(1)	(2)
OESTE	0.885	0.663	0.474	0.310
ESTE	0.868	0.614	0.468	0.278
VARIABLE	0.854	0.423	0.506	0.124

(1) Se refieren a períodos más cercanos al censo.

(2) Se refieren a períodos más alejados.

Generalmente al aplicar la técnica, los resultados se promedian con el objeto de contar con valores suavizados. Es común hacerlo por bienios, trienios y en forma escasa por quinquenios. El efectuar dichos promedios, realmente permite quitar las fluctuaciones que se presentan al considerar las tasas por años simples, siendo el suavizamiento más severo al considerar más años para los promedios.

CUADRO 21

CHILE:DIFERENCIA MAXIMA EN NUMERO DE HIJOS EN EL
PRIMER QUINQUENIO ANTERIOR EL CENSO

MODELO	1965-1969	1977-1981
OESTE	0.537	0.085
ESTE	0.519	0.018

Para resaltar la importancia de los sesgos, se toman las estimaciones de la tasa global de fecundidad para los quinquenios comprendidos entre 1965-1968 y 1977-1981, los cuales se presentan en el cuadro 21. A pesar del suavizamiento extremo considerado, se tiene, que para cualquiera de los modelos teóricos utilizados la diferencia en el quinquenio es de más de medio hijo, siendo numéricamente insignificante para el período comprendido

entre 1977 y 1981. Lo anterior realmente llama la atención, ya que si dichos sesgos se presentan a nivel del total país, al considerar los diferentes grupos en los cuales se pueda dividir la población, éstos pueden tener un comportamiento multiplicativo.

Teniendo en cuenta lo analizado en los capítulos anteriores, sale a relucir la siguiente inquietud: Cúal de los modelos considerados, explica de mejor manera el total de la varianza efectivamente a considerar?

La causa de esta inquietud, es que en la mayoría de los países de América Latina, el modelo real no se puede aplicar por la no disponibilidad de los insumos básicos. Con el fin de obtener, para el caso de Chile, un indicio de la significancia estadística de las estimaciones aquí obtenidas se efectuó un ejercicio mediante el método estadístico Step-Wise. El método parte ingresando en cada paso el predictor que más contribuye a explicar la respuesta, dado los otros predictores en el modelo. El criterio de selección, en cada paso, es el Test F del análisis de varianza adicional para el efecto de cada predictor dado los otros.

Si consideramos que $Y(t)$ representa las estimaciones por cada año t del modelo que es más representativo de la realidad, y aplicamos el Step-Wise considerando todos los demás modelos como era de esperarse el modelo en el cual se corrige únicamente los niños menores de 15 años, es el que mejor explica el total de variación. Los R^2 obtenidos para los censos de 1970 y 1982, es de 99.7% y 99.8% respectivamente, indicando esto el gran peso de éste efecto en las estimaciones.

Al eliminar éste predictor y aplicar nuevamente el método, las variables que tienen mayor significancia con cualquier fuente, es la correspondiente a mortalidad variable y patrones modelos, significando la carencia de sentido corregir solamente la población femenina o la aplicación de factores por grupos quinquenales.

CHILE: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD DOS CENSOS

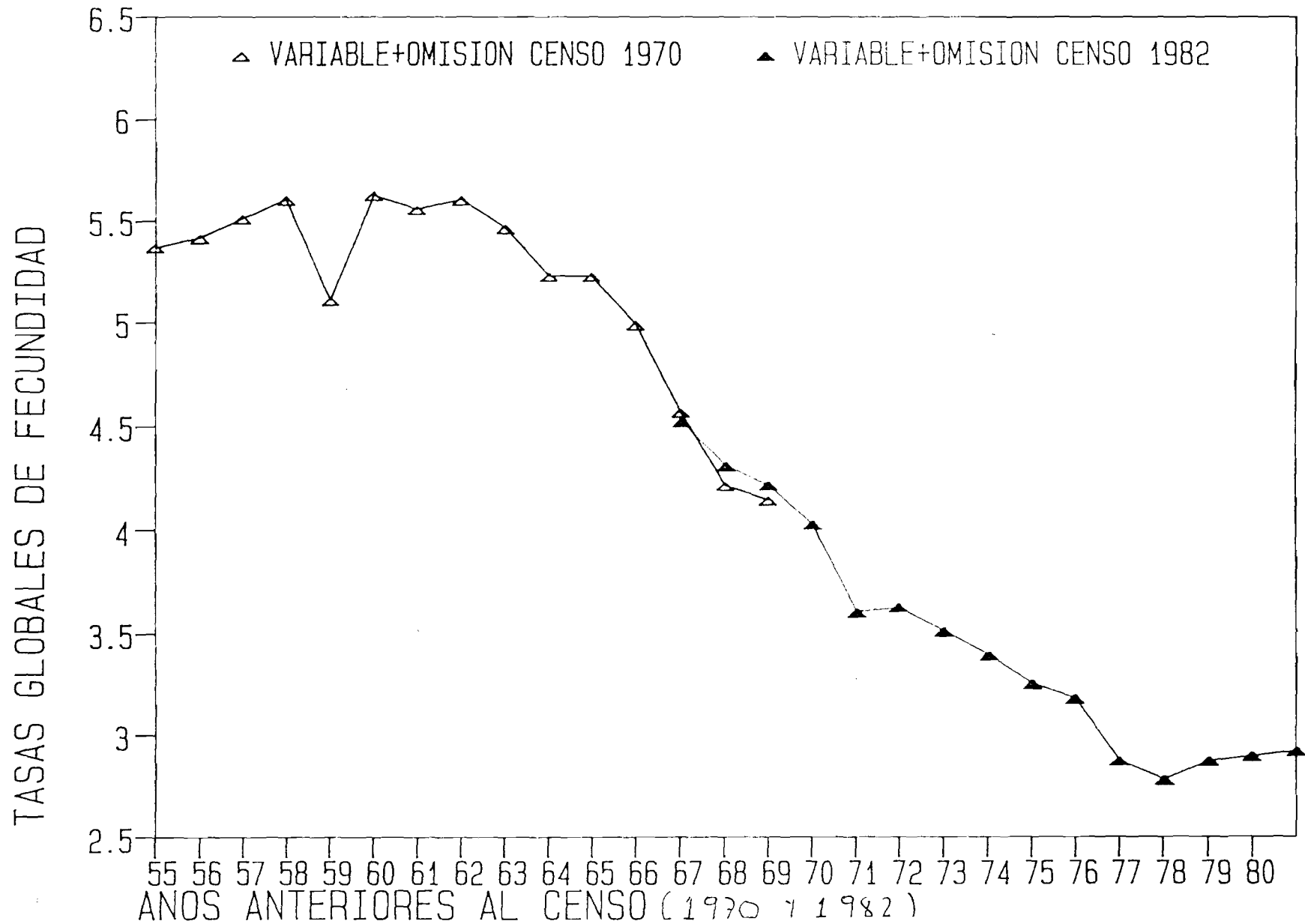
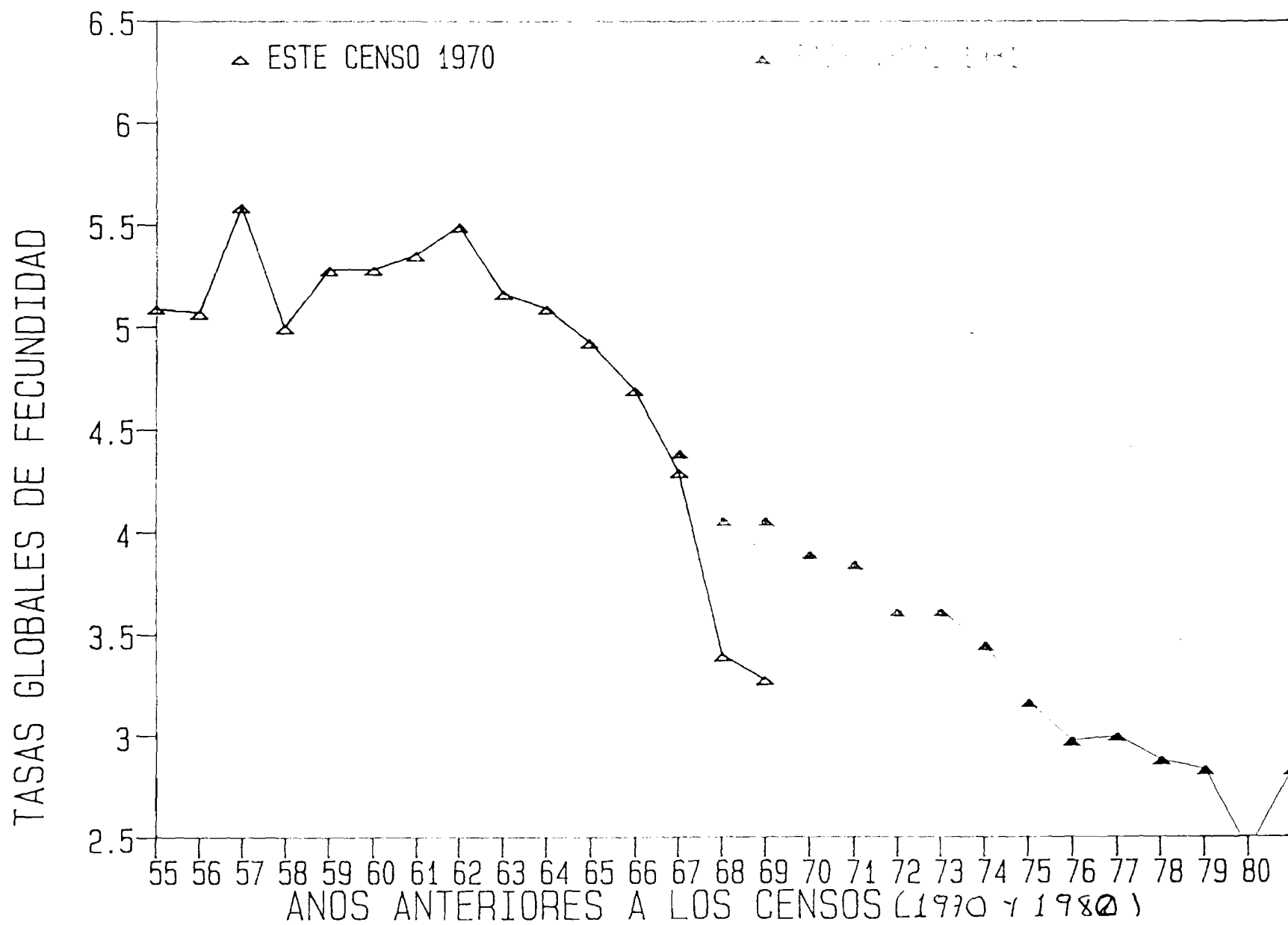


Gráfico 15

CHILE: T.G.F DE DOS CENSOS CON MODELOS



4.3 COMPATIBILIZACION DE DOS FUENTES

El poder contar con estimaciones para largos períodos de tiempo, es de gran importancia en los estudios de las variables demográficas. El disponer de diferentes series en el tiempo permite conocer la "historia" de la variable, facilitandose la determinación más exacta de su comportamiento futuro.

Como lo muestra los gráficos 14 y 15, la técnica de los hijos propios efectúa estimaciones de las TGF bastante compatibles entre dos fuentes en distintos momentos. Hay una excelente continuidad en las tendencias cuando se pasa de una fuente anterior a la siguiente; continuidad que es casi perfecta, al ser utilizada una mortalidad variable y factores de corrección por omisión censal según cada edad simple en ambas poblaciones.

Las estimaciones provenientes, de la utilización de patrones modelo de mortalidad en dos series de tiempo continuas, si bien su continuidad es buena, se muestran las subestimaciones altas en las primeras edades como en las más lejanas, lo cual no daría una verdadera visión de las tendencias a través del tiempo.

Las técnicas indirectas en general son diseñadas para suplir registros o estadísticas deficientes o malas, partiendo del supuesto de que la fuente para su aplicación es satisfactoria. En América Latina muy pocos países pueden contar con éste tipo de fuente, por tal razón, parece no justificable la utilización de esta técnica con censos o encuestas cuya mala calidad está bastante clara.

V.- SESGOS DE LA MOVILIDAD ESPACIAL

El problema de la incidencia de la movilidad espacial en las estimaciones de la fecundidad mediante la técnica de los hijos propios, tiene gran relevancia sobre todo en poblaciones muy abiertas. Esto unido a los sesgos que se introducen, en especial con los problemas de declaración, ocasionan anomalías en las estimaciones que pueden inducir a conclusiones erróneas, sobre tendencias y niveles de la fecundidad en un área geográfica o grupo de población determinado.

Con miras a satisfacer en parte las inquietudes iniciales sobre el efecto de la migración en la fecundidad de una región, se tomó a Santiago Metropolitano con el cual se obtuvo estimaciones para el total de la población y la nativa. Si bien, se dispone de una tabla básica de la población migrante sobreviviente del último quinquenio, su utilización no es conveniente ya que se continúa con el problema de que es un stock y, no de acuerdo al momento de llegar.

En el cuadro 22, se presentan las estimaciones de la tasa global de fecundidad por trienios para la población total y nativa, así como las diferencias porcentuales entre las estimaciones de dichas poblaciones.

CUADRO 22

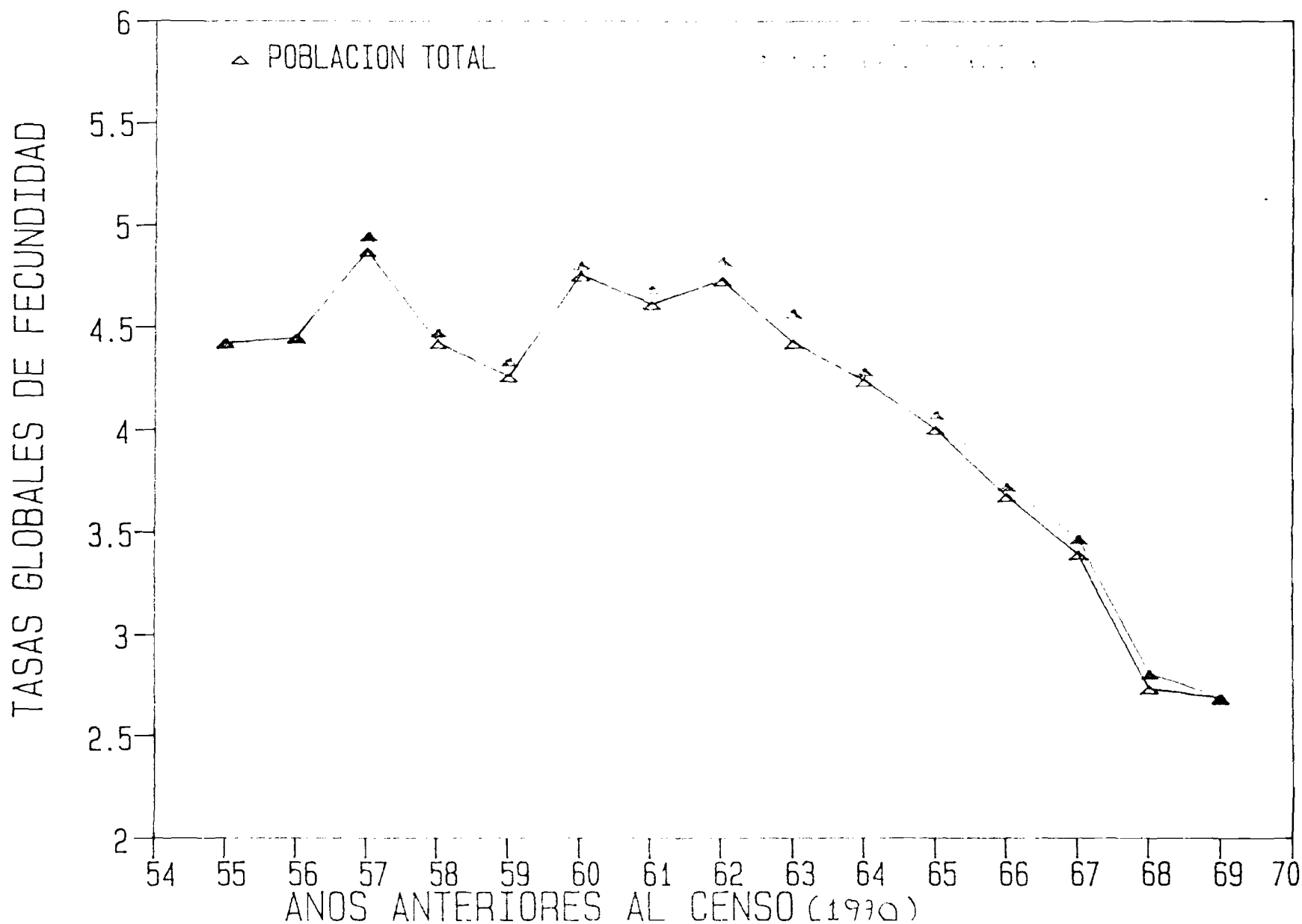
SANTIAGO METROPOLITANO: TGF DE LA POBLACION TOTAL
Y NATIVA. CENSO DE 1970

PERIODO	TOTAL	NATIVA	DIF. %
1958-60	4.474	4.532	1.3
1961-63	4.592	4.684	2.0
1964-66	3.966	4.023	1.4
1967-69	2.928	2.979	1.7

NOTA: Se utiliza la mortalidad variable del país.

En la obtención de éstas cifras, además de lo referente a la mortalidad, se está suponiendo que las migrantes de retorno no tuvieron

SANTIAGO METROPOLIT.: TGF POBLACION TOTAL Y NATIV



hijos antes de migrar, ya que si es así, sería necesario descontarlos. Como puede verse en las cifras del cuadro, y en el gráfico 16, el tomar las estimaciones de la población total se estaría subestimando la fecundidad de Santiago hacia el pasado entre un 1.4% y un 2.0%. Esto puede indicar, que la población femenina migrante lo hace preferentemente en el estado de soltera y/o sin sus hijos, por el obstáculo que significan éstos en la participación de la producción de bienes y servicios del área que los asimila.

La utilización del programa de proyecciones de Naciones Unidas, para un "INPUT" del Area Metropolitana de Santiago, permite mostrar el sesgo que se produce en las estimaciones de la fecundidad por causa de la migración. El proyectar hacia adelante una población inicial considerando migración (saldo migratorio neto), se obtiene al final del período de proyección, una población similar a la utilizada por la técnica de los hijos propios, es decir, una población heterogénea. Por lo tanto, si la retroproyectamos quitando del "INPUT" la migración, se está utilizando la misma metodología de la técnica para la obtención de las tasas globales de fecundidad.

De acuerdo con lo anterior, y utilizando como población base la obtenida en el censo de 1970, se proyectó la población teniendo en cuenta todas las componentes hasta el año 1985; dicha población se retroproyectó sin migración y se obtuvieron tasas globales para tres quinquenios.

CUADRO 23

REGION METROPOLITANA:TGF POR QUINQUENIOS
Y SESGO PRODUCIDO POR LA INCLUSION DE NINOS
QUE NACEN ANTES DE MIGRAR SUS MADRES

PERIODO	PROYECC.	RETROPRO.	DIFE. %
1970-75	2.993	3.027	-1.2
1975-80	2.788	2.793	-0.2
1980-85	2.625	2.634	-0.3

$$\text{DIFE.}\% = (\text{PROYECC} - \text{RETROPRO})/\text{PROYECC} * 100$$

Mediante el anterior procedimiento, fué posible encontrar sesgos producidos: Por la inclusión de niños nacidos antes de la migración, así como la producida por no considerar el momento de llegada (salida) de las mujeres. El cuadro 23, contiene cifras que permiten ver el sesgo por la primera causa. Como puede verse, los valores de las tasas globales disminuyen mostrando la sobrestimación que crece hacia el pasado desde un 0.3% hasta un 1.2%, lo cual puede estar confirmando lo dicho anteriormente respecto al estado de soltería de la mujer al momento de migrar.

Existe un sesgo que por carencia de información no fué posible comprobarlo, es el que introduce los hijos no propios no nativos(19). El factor de corrección de hijos no propios que es utilizado en la técnica, contiene tanto los hijos no propios de nativas como de inmigrantes. Como se indica en secciones anteriores, éste factor redistribuye los niños que no fué posible asignarle una madre. La existencia de hijos no propios de mujeres no nativas, puede estar ocasionando el aumento que se observa en la proporción de hijos no propios a medida que aumenta la edad y, por tanto, tiende a sobrestimar los niveles de fecundidad en los años más alejados del censo. Esto es así, ya que una proporción mayor de hijos no propios significa aumentar el número de nacimientos provenientes de esas edades.

CUADRO 24

REGION METROPOLITANA:SESGOS EN LAS TGF POR
QUINQUENIOS, OCASIONADO POR LA INCLUSION DE
MUJERES NO NATIVAS EN PERIODOS ANTERIORES A
SU LLEGADA

PERIODO	PROYEC.	RETROPR.	DIFE %
1970-75	2.993	2.825	5.6
1975-80	2.788	2.693	3.4
1980-85	2.625	2.595	1.1

Al asignar en el "input" original, cero en los saldos migratorios netos de los grupos de edad 0-4, 5-9 y 10-14 tanto de hombres como de mujeres, para luego proyectar hacia adelante y retroproyectar luego sin migración,

Tratando de mostrar el impacto de un aumento en los flujos migratorios, se efectuan algunas simulaciones con la estructura de los migrantes multiplicandolas por una constante, siendo en este caso tres y seis. Con el "input" resultante, se proyecta hacia adelante en ambos casos, para luego proyectar hacia atras sin migración. Los resultados de éstas simulaciones se presentan en el cuadro 25, así como las diferencias relativas con los valores reales del nivel.

CUADRO 25
REGION METROPOLITANA:SESGOS EN LAS TGF POR QUINQUENIO
OCASIONADOS POR EL AUMENTO DE LA MIGRACION FEMENINA

PERIODO	PROYE	RETRO 1	RETRO 2	DIF %	DIF %
1970-75	2.993	2.918	2.804	2.5	6.3
1975-80	2.788	2.722	2.656	2.4	4.7
1980-85	2.625	2.616	2.600	0.3	1.0

NOTA: Retro 1 se multiplicó la estructura original de migración femenina por tres.

Retro 2 se multiplicó por seis.

Dif % = $(1 - \text{Retro/proye}) \times 100$.

De acuerdo con éstas cifras, es claro el peso que tiene en las estimaciones de los niveles el hecho de que una región sea muy abierta a la migración. La subestimación que se presenta en los niveles, está en relación directa con el aumento de dicho volumen. Sin embargo, en la realidad los sesgos pueden ser resultado de los dos efectos, ya que se debe tener en cuenta que las características de la fecundidad de las migrantes son diferentes según cada región de procedencia.

Por lo tanto de acuerdo a lo anterior, una respuesta categórica es presuntosa darla en éste momento. Para ello sería necesario conocer el momento de llegada, duración de la residencia, así como las características de los flujos migratorios en su lugar de origen.

V.- CONSIDERACIONES FINALES

Es innegable la utilidad de la técnica de los hijos propios para la obtención de estimaciones de la fecundidad en los países con registros deficientes. La técnica permite conocer el comportamiento pasado de la fecundidad, sus niveles actuales y sobre todo, contar con estimaciones independientes que pueden usarse para evaluar la calidad o fiabilidad de las obtenidas por otros medios.

Los resultados alcanzados de acuerdo a las fuentes utilizadas, permiten llegar a las siguientes conclusiones:

A.- RESPECTO A LA MORTALIDAD

(1).- La adopción de un determinado patrón modelo, de las cuatro familias de Coale-Demeny, no produce diferencias significativas en las estimaciones, en especial en los primeros diez años anteriores al censo o encuesta. Las mayores desviaciones, se presentan en los años más alejados medida que los niveles de mortalidad en las tablas son más bajos. Lo anterior estaría indicando que a nivel nacional y Región Metropolitana es indiferente el modelo utilizado.

(2).- La utilización de un patrón constante en el tiempo determina una subestimación de los niveles que aumenta hacia el pasado, entre un 1% y un 5% .

(3).- La utilización de un patrón constante produce una subestimación del descenso entre 1.6% y un 3.4% .

Estas consideraciones finales respecto de la incidencia de la mortalidad son referentes a la población como un todo, por tanto, no significa que a nivel de subgrupos ocurra lo mismo. De lo anterior es conveniente recalcar, que la técnica al ser utilizada para estudios diferenciales de fecundidad entre distintos subgrupos de una población, si hay motivos para creer que los subgrupos considerados están sujetos a

diferentes niveles o patrones de mortalidad, es importante incorporar estimaciones de mortalidad para cada subgrupo en la aplicación de la técnica.

B.- RESPECTO A LA OMISION CENSAL.

(4).- Los sesgos que se producen en la estimaciones de la fecundidad, respecto de las provenientes al corregir por grupos quinquenales de edad están en relación directa con la omisión de cada grupo de edad. En general existe una subestimación que desciende hacia el pasado, magnitud que depende de la calidad de la fuente.

(5).- Los sesgos que se introducen en las estimaciones de la fecundidad, no tener en cuenta la corrección de la población de niños, es importante de acuerdo a la fuente utilizada:.

(a).- Las que provienen del censo de 1970 presentan errores en las tasas globales de fecundidad de 0.995 hijos por mujer en los períodos más cercanos al censo, y 0.7 hijos en los más alejados; en cuanto al descenso se estaría sobrestimando en un 63%.

(b).- Los errores originados del censo de 1982 son de menor magnitud. Respecto del nivel, se obtienen errores en las tasas globales de 0.48 hijos por mujer en los períodos más cercanos y 0.3 en los más alejados; el descenso estaría subestimado en un 2.2% .

(6).- Los sesgos que se producen en las estimaciones, al no tener en cuenta la corrección de la población femenina de 15-64 años respecto de los niveles son muy similares. Es sorprendente que los errores en el número de hijos por mujer, sin importar la fuente, es de 0.2 hijos. En cuanto a la tendencia la fuente de mala calidad (1970), sobrestima el verdadero descenso en un 24.2%; en el otro censo se da una subestimación del 0.8% .

(7).- Cuando no se corrigen las poblaciones por edades simples, como lo indica la metodología, los sesgos que se producen son de importancia tanto en el nivel como en la tendencia. Esta importancia de los sesgos están en relación directa con la calidad de la fuente.

(a).- Para las provenientes del censo de 1970 se presenta un error de 0.88 hijos por mujer en los períodos cercanos al censo y de 0.66 en los más alejados; el descenso real del período en estudio se sobrestima en un 51% .

(b).- Respecto a las provenientes del censo de 1982, el error en el número de hijos por mujer, de 0.47, es el mismo que el mismo que se comete cuando no se corrigen los niños menores de 15 años; el descenso del período en estudio se subestima en un 0.6% .

(8).- Los sesgos producidos por la no corrección de los niños menores de 15 años, tienen un peso mayor en las estimaciones que las determinadas por la población femenina, sin importar la calidad de la fuente utilizada. Esto permite concluir que los sesgos que se producen por los errores cuantitativos del empadronamiento, tanto en niños como en mujeres, aritméticamente no se compensan; por lo tanto el supuesto de compensación por semejanza numérica de los porcentajes de omisión censal no es correcto. Lo anterior significa, que al aplicarse la técnica de los hijos propios deben tomarse los factores de corrección, en especial, la de niños menores de 15 años sin importar la calidad de la fuente.

C.- RESPECTO A MOVILIDAD ESPACIAL.

(9).- Los hijos de mujeres migrantes que nacieron antes de efectuarse la migración, y que lo hicieron con sus madres sobrestiman la fecundidad, siendo esta mayor en los períodos más alejados al momento del censo.

(10).- La técnica al retroproyectar la población sobreviviente, está aumentando la población femenina en edad fértil expuesta al riesgo de originar nacimientos en cada período anual anterior al censo, por lo tanto, tiende a subestimar los niveles de fecundidad en mayor medida hacia los períodos más lejanos al censo. Los sesgos producidos por la migración, pareciera depender mucho de las características de la población femenina migrante.

Por la utilización de casos específicos, el contenido de éste trabajo no puede tomarse de una forma general. Sin embargo, se pone de manifiesto la precaución con el cual se deben tomar las estimaciones, cuando no se corrigen los errores cuantitativos presentes en la población, así como no considerar el hecho de ser abiertas. Lo anterior radica, en que los análisis se efectuaron en su mayoría a nivel nacional, encontrándose sesgos de importancia, los cuales pueden multiplicarse al desagregar la población total en los diferentes grupos que la conforman.

BIBLIOGRAFIA Y NOTAS

- 1.- LEE-JAY CHO. The Own-Children Approach to Fertility Estimation: An Elaboration. East-West Center Honolulu. Number 50. 1973.
- 2.- GRABILL, W.H AND LEE-JAY CHO. Methodology for the Measurement of Current Fertility from Population Data on Young Children. Demography, V2. 1965
- 3.- GUZMAN J.M. Algunos problemas que se presentan en la selección del modelo de mortalidad más apropiado para la estimación indirecta de la mortalidad infantil. Notas de Población #39. 1985.
- 4.- UNITED NATIONS. Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation
- 5.- EVERETT LEE. Una teoría de las migraciones. Celade Santiago.
- 6.- GERMANI GINO. Asimilación de inmigrantes en el medio urbano: Notas metodológicas. Celade Santiago.
- 7.- NACIONES UNIDAS. Factores determinantes y consecuencias de las tendencias demográficas. Volumen I.
- 8.- NACIONES UNIDAS. Factores determinantes
- 9.- EVERETT LEE. Op. cit.
- 10.- SHRYOK H.-SIEGEL J.S AND ASSOCIATES. Studies in Population: The Methods and Materials of Demography.
- 11.- ORTEGA ANTONIO. Tablas de mortalidad. Celade San José. 1982
- 12.- SHRYOK H.-SIEGEL J.S op. cit.
- 13.- MERIDA AMELIA. Efecto de migración en las estimaciones de fecundidad por el método de los Hijos Propios: La Paz y Bogotá D.E. Celade 1982

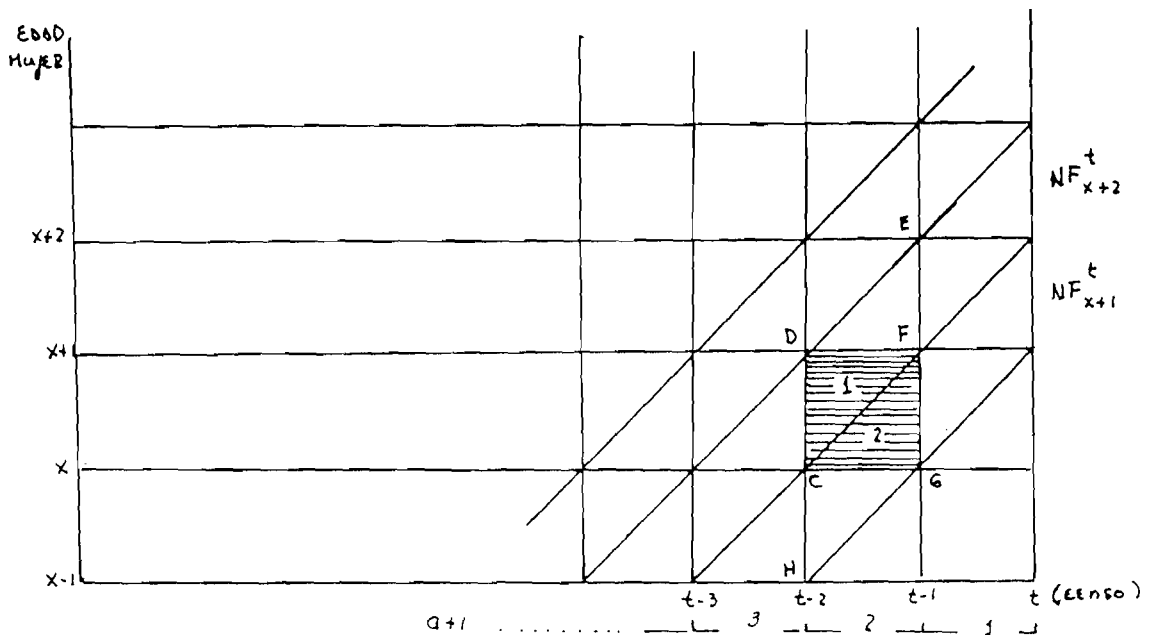
- 14.- PEREZ JUAN CARLOS.Chile:Comportamiento de la mortalidad y la fecundidad en las Zonas y Areas Metropolitanas, según condición migratoria de la población.1965-1970. Santiago 1984.
- 15.- RUEDA OLINTO.COLOMBIA:Migración y fecundidad en Bogotá.1964 (Análisis Pecfal-Urbano) serie C #135.1982.
- 16.- MERIDA AMELIA. op. cit.
- 17.- MERIDA AMELIA. op. cit.
- 18.- MERIDA AMELIA. op. cit.
- 19.- NACIONES UNIDAS. Factores.....
- 20.- COALE,A. Y DEMENY P. Regional Model Life Tables and Stable Population. Second Edition.
- 21.- CELADE.Edenh II-1983.Informe General. San José 1985.
- 22.- CHACKIEL JUAN.Hijos Propios:Análisis Metodológico de las aplicaciones en los países del Panel de América Latina.Santiago 1979.
- 23.- PUJOL J.M.Chile:Proyecciones de Población por regiones según sexo y grupos de edad:1970-2000.Celade 1976.
- 24.- KAMPS JORGE.La declaración de la edad en los Censos de Población de la América Latina.Celade San José 1976.
- 25.- GRIFFITH FEENEY.El Método de los Hijos Propios para estimar tasas de fecundidad por edad.Celade Santiago 1977.
- 26.- DUBLIN L. SPIEGELINAN M.Tablas de mortalidad de contemporaneos versus tablas de mortalidad por generaciones.Celade San José.1970.

- 27.- CELADE.Panamá:El descenso de la fecundidad según variables socio-económicas y geográficas 1965-1977.San José 1984.
- 28.- CELADE.Guatemala:Las diferencias socioeconómicas de la fecundidad. 1959-1980.San José 1984.
- 29.- CELADE.Diferencias socioeconómicas en el descenso de la fecundidad en Costa Rica 1960-1970. San José 1980.
- 30.- ARGUELLO OMAR.Pobreza y fecundidad en Costa Rica.Notas de Población #32 1983.
- 31.- CEPAL.Hacia los censos Latinoamericanos de los años ochenta. #37.

ANEXO 1

NUMERADORES Y DENOMINADORES DE LAS TASAS

I.- ESTIMACION DE LOS NACIMIENTOS DEL NUMERADOR DE LAS TASAS



a: edad de los niños, es decir, 0,1,2,.....,14

Se desea calcular los nacimientos ocurridos en el segundo año anterior al censo, de madres de x años de edad en ese período (t-2,t-1) (cuadrado sonbreado).

Ellos provienen de nacimientos ocurridos en dos cohortes de mujeres: las de x+2 años y las de x+1 años a la fecha del censo, algunas de las cuales tenían en ese momento niños de un año de edad. Por lo tanto se tiene:

$$\begin{aligned} B(\text{area sonbreada}) &= B^{t-2,t-1}(\text{madre edad } x) \\ &= B^{t-2,t-1}(\text{trian 1}) + B^{t-2,t-1}(\text{trian 2}) \end{aligned}$$

Bajo el supuesto de que los nacimientos ocurridos en un año dentro de una cohorte de mujeres se distribuyen uniformemente en el tiempo, cada expresión del segundo miembro de la ecuación anterior se puede escribir:

$$B^{t-2,t-1}(\text{trian 1}) = 0.5 * B^{t-2,t-1}(\square CDEF)$$

y

$$B^{t-2,t-1}(\text{trian 2}) = 0.5 * B^{t-2,t-1}(\square HCFG)$$

Los $B^{t-2,t-1}(\square CDEF)$ provienen del rejuvenecimiento de los niños de un año a la fecha del censo, y cuyas madres tienen $x+2$ años en ese momento, por lo tanto, esas mismas madres al comienzo del año en que nacieron esos niños tenían $(x+2)-2$ años de edad. En forma análoga se interpreta los correspondientes a $B^{t-2,t-1}(\square HCFG)$.

Si consideramos \underline{x} como la edad de la mujer al inicio del período reproductivo y, \underline{a} la edad de los niños entonces:

$x+2-(a+1)$: edad de la mujer al momento de tener sus hijos, los cuales al censo tenían la edad \underline{a} y la mujer la edad $x+2$.

De acuerdo a esto tenemos que:

$$B^{t-2,t-1}(\square CDEF) = B^{t-2}_{(x+2)-(a+1)} \quad (1)$$

$$B^{t-2,t-1}(\square HCFG) = B^{t-2}_{(x+1)-(a+1)} \quad (2)$$

Como la población que se va a retroproyectar hasta el nacimiento es $HP^a_X + HNP^a_X$, teniendo en cuenta el supuesto 2 podemos escribir:

$$U^a_X = C^a_X * (U^a/C^a) \quad (I)$$

$HP^a=C^a_X$: hijos propios de edad \underline{a} cuyas madres al momento de la enumeración tenían la edad \underline{x} (hijos propios de edad \underline{a}).

$HNP^a=U^a_X$: número de niños de edad \underline{a} sin madre, la cual tendría \underline{x} años de edad (hijos no propios de edad \underline{a})

U^a : número de niños de edad \underline{a} sin madre

$C^a = \sum_{x=m}^{n+c} C^a_X$; \underline{m} y \underline{n} són los límites inferior y superior del período reproductivo, y \underline{c} el número de grupos de edad usados en la clasificación de los niños.

Si sumamos a la ecuación (I), C^a_X tenemos:

$$\begin{aligned} C^a_X + U^a_X &= C^a_X + U^a_X * (U^a/C^a) \\ &= C^a_X * (1 + U^a/C^a) \end{aligned}$$

La expresión entre parentesis es el factor de corrección por hijos no propios de edad \underline{a} , el cual los redistribuye según la edad de la mujer.

Observese que dicha expresión se puede escribir :

$$\begin{aligned} 1 + U^a/C^a &= 1 + U^a_X/C^a_X \\ &= (C^a_X + U^a_X)/C^a_X \\ &= (HP^a + HNP^a)/HP^a \\ &= NP^a \end{aligned}$$

El factor de corrección NP^a , como puede verse es independiente de la edad de la madre. De acuerdo a lo anterior, los nacimientos que se obtienen de las ecuaciones (1) y (2), en forma general se denotan así:

$$B^{t-a-1, t-a}_{(x+2)-(a+1)} = HP^a_{x+2} * (l_0/L_a) * (NP^a) * (E^a) \quad (3)$$

y

$$B^{t-a-1, t-a}_{(x+1)-(a+1)} = HP^a_{x+1} * (l_0/L_a) * (NP^a) * (E^a) \quad (4)$$

Siendo:

$B^{t-a-1, t-a}_{(x+2)-(a+1)}$: Nacimientos ocurridos en el período $t-a-1, t-a$ de mujeres que al inicio de dicho período tenían $(x+2)-(a+1)$ años de edad.

l_0/L_a : Inverso de la probabilidad que tuvieron los niños de sobrevivir desde el nacimiento hasta la edad \underline{a} .

NP^a : Factor de corrección, a fin de tener en cuenta los hijos no propios de \underline{a} años de edad.

E^a : Factor de corrección de la omisión censal de niños de \underline{a} años en el instante \underline{t} .

En forma análoga se interpreta para los nacimientos provenientes de la cohorte de mujeres más joven ($x+1$ años de edad al censo).

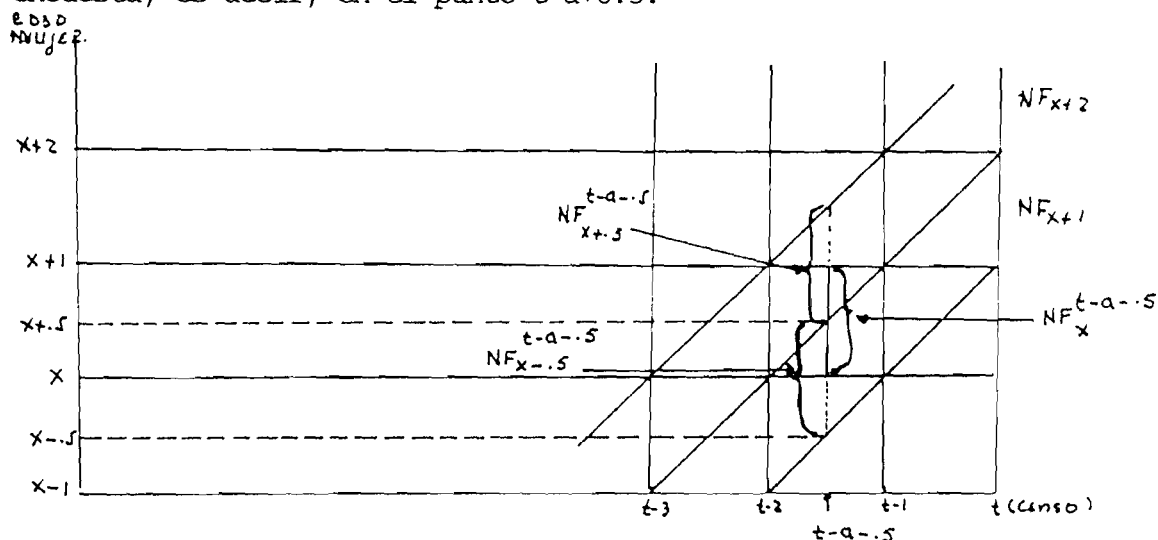
Como se puede observar en las ecuaciones (3) y (4), el factor de corrección de la omisión censal de niños de edad a se usa independiente de las cohortes de las madres respectivas, lo que supone aceptar que la omisión censal de niños de una misma edad es también independiente de la edad de la madre.

Con los valores de las ecuaciones anteriores se obtienen los numeradores de las tasas, promediando los nacimientos ocurridos en dos cohortes sucesivas.

$$B^{t-a-1, t-a}_x = .5 * (B^{t-a-1, t-a}_{(x+2)-(a+1)} + B^{t-a-1, t-a}_{(x+1)-(a+1)}) \quad (II)$$

II.- ESTIMACION DE LAS MUJERES CORRESPONDIENTES A LOS DENOMINADORES DE LAS TASAS

Para cada valor obtenido de la ecuación (II), hay que estimar la población femenina de edad x a mitad de cada período anual anterior al censo o encuesta, es decir, en el punto $t-a+0.5$.



En el diagrama de Lexis, puede verse que esas mujeres pueden calcularse mediante el promedio de las mujeres estimadas a mediados del período comprendido entre $t-2$ y $t-1$, las que corresponden a las cohortes que al inicio de ese año (año de nacimientos de sus hijos) tenían $x-1$ y x años. Esta población femenina se denota como $NF_x^{t-a+.5}$ y $NF_{x-.5}^{t-a+.5}$.

La estimación de las mujeres rejuvenecidas a mitad del período anual en el cual tienen sus hijos, corregidas por omisión censal se da mediante las siguientes ecuaciones:

$$NF^{t-a-.5}_{x-.5} = NF^t_{x+a} * (L_{x+.5}/L_{x+a}) * (E_{x+a}) \quad (5)$$

y

$$NF^{t-a-.5}_{x+.5} = NF^t_{x+a+1} * (L_{x+.5}/L_{x+a+1}) * (E_{x+a+1}) \quad (6)$$

Siendo: \underline{a} : La edad de los niños en el momento \underline{t} .

$NF^{t-a-.5}_{x-.5}$: Mujeres de la cohorte más joven rejuvenecidas a mitad del período $t-a-1$.

$NF^{t-a-.5}_{x+.5}$: Mujeres de la cohorte más vieja rejuvenecidas a mitad del período $t-a-1$.

NF^t_{x+a} y NF^t_{x+a+1} : Población femenina sobreviviente al momento del censo de la cohorte joven y vieja respectivamente.

E_{x+a} y E_{x+a+1} : Factores de corrección de la omisión censal de las mujeres de cada cohorte.

Si interpretamos el segmento AB como la población femenina de edad \underline{x} efectivamente expuestas al riesgo de tener un nacimiento, su estimación se obtendrá en base a las ecuaciones (5) y (6) de la siguiente manera:

$$NF^{t-a-.5}_x = .5 * (NF^{t-a-.5}_{x-.5} + NF^{t-a-.5}_{x+.5}) \quad (III)$$

III.- CALCULO DE LAS TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD

La ecuaciones (II) y (III), obtenidas en las secciones anteriores permiten estimar por cociente las tasas de fecundidad por edades simples para cada uno de los quince años anteriores al censo o encuesta. Estas tasas se pueden entonces obtener así:

$$f_x(a+1) = B^{t-a-1, t-a}_x / NF^{t-a-.5}_x$$

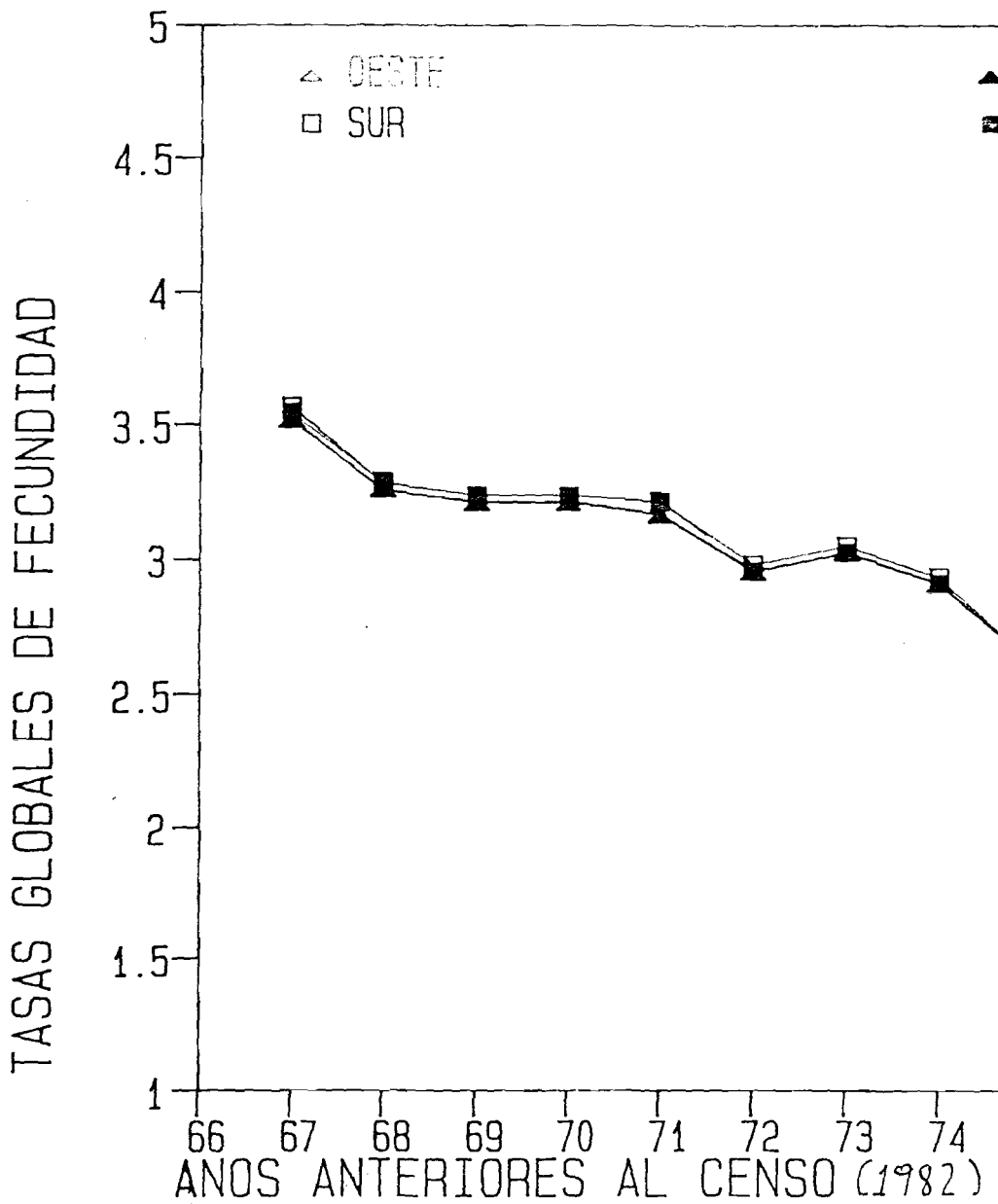
De ésta expresión, se obtiene por suma entre las edades límites del período reproductivo la tasa global de fecundidad para los objetivos del trabajo.

ANEXO 3

GRAFICOS

Gráfico 3.1.

REGION METROPOLITANA: T



G.F. SEGUN MODELOS

NORTE
ESTE

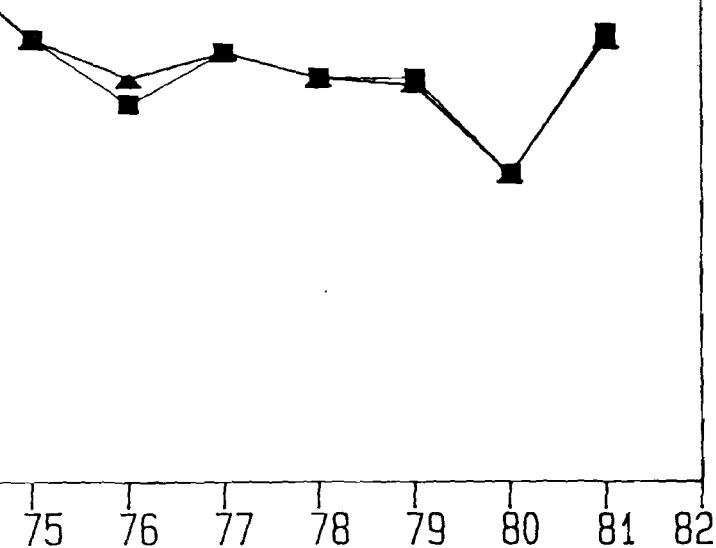


Gráfico 3.2

REGION METROPOLITANA: T.G.F. SEGUN MODELOS

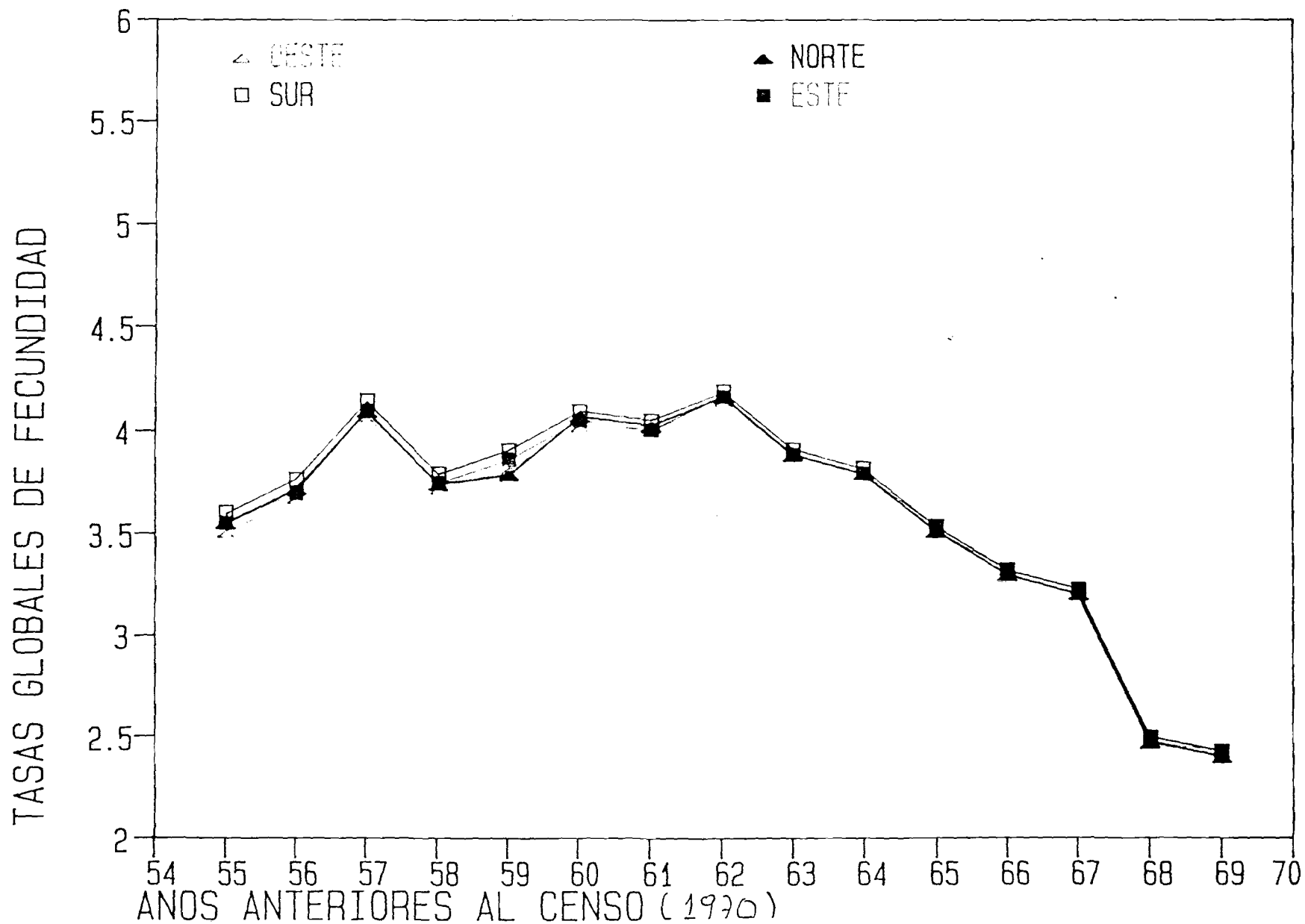


Gráfico 3.3.

REGION METROPOLITANA: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD

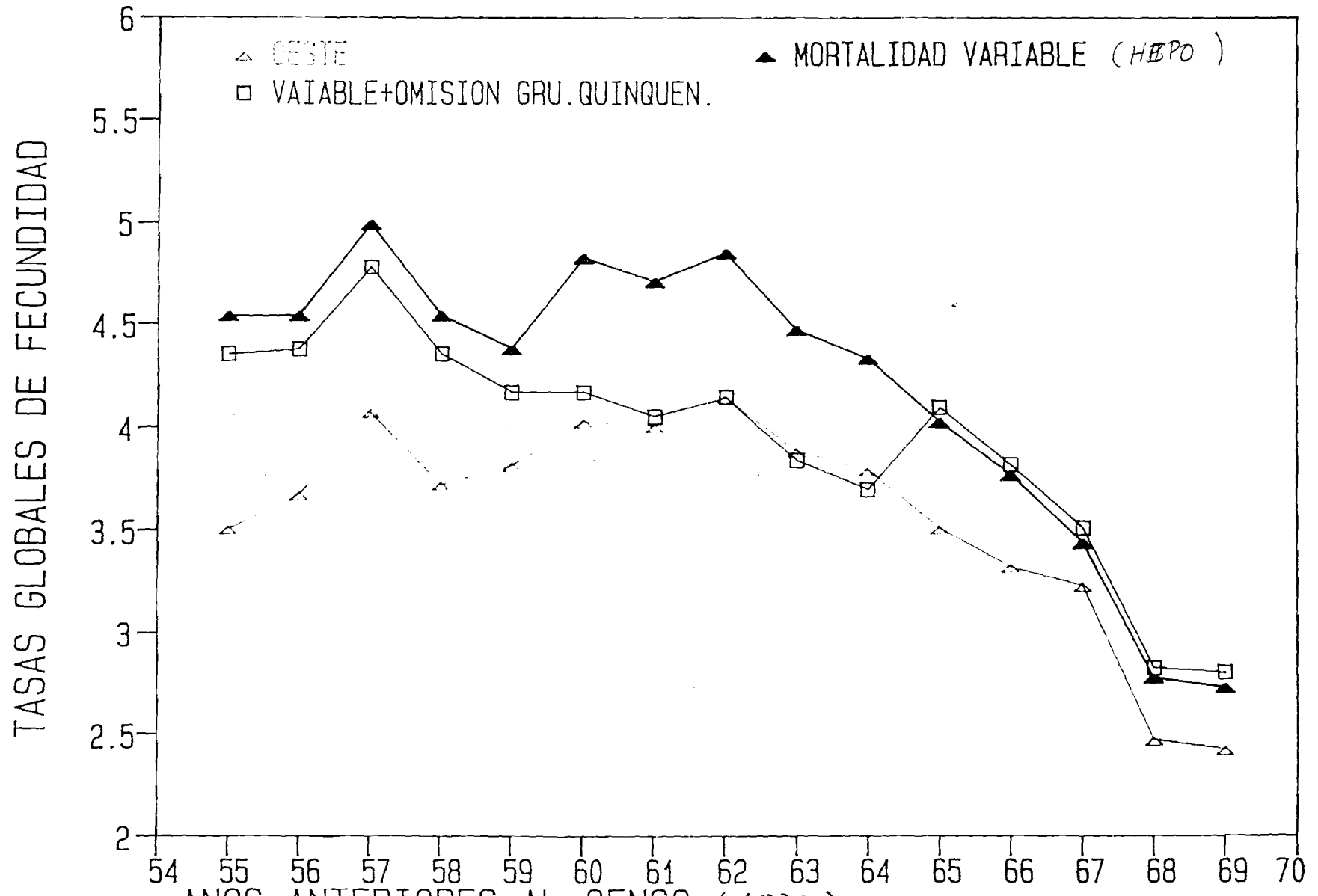


Gráfico 3.4

HONDURAS: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD EDENH II

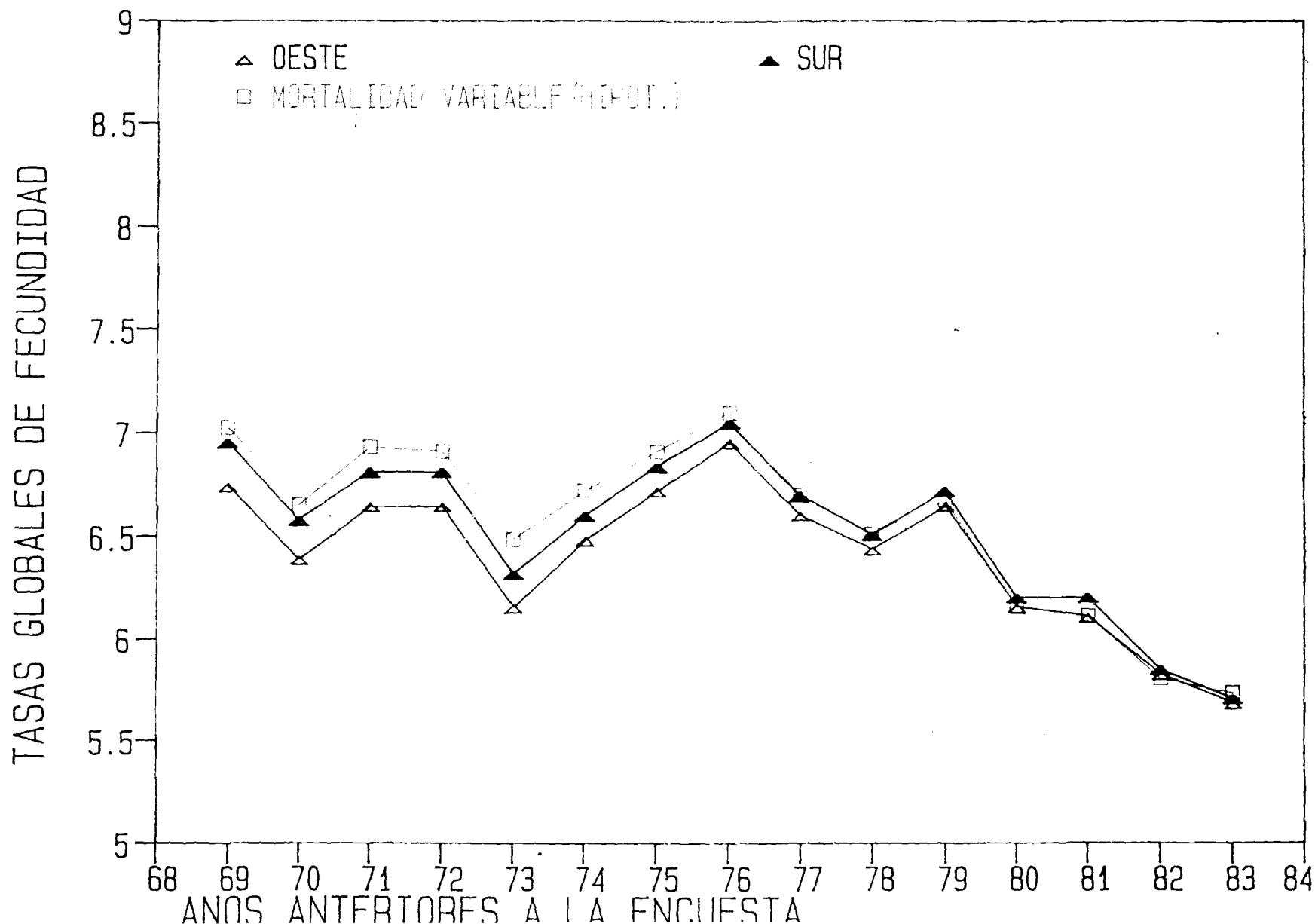
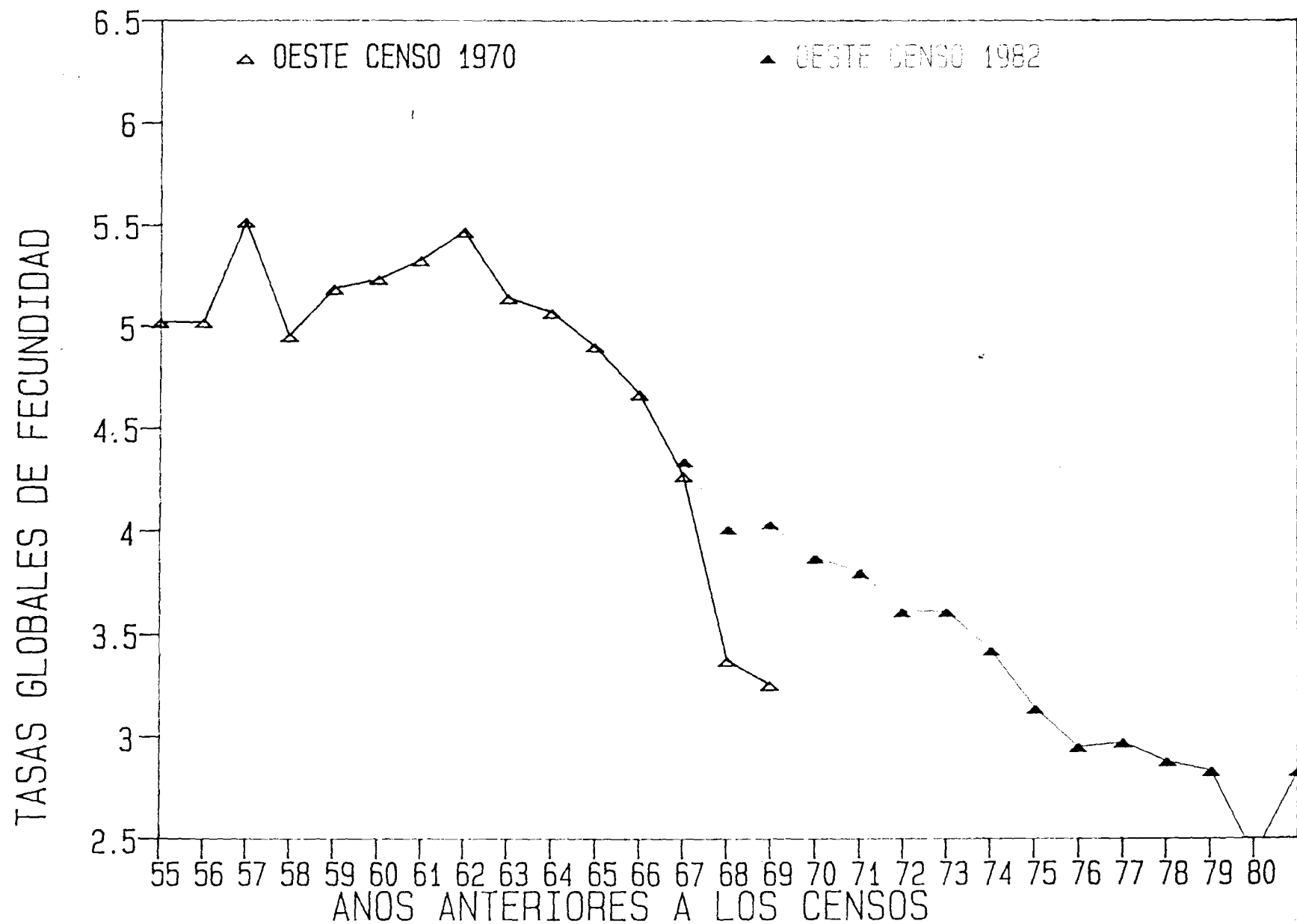


Gráfico 3.5

CHILE: T.G.F DE DOS CENSOS CON MODELOS



ANEXO 2

TABULACIONES Y CUADROS BASICOS

MUESTRA CURSO COLEGIO 1970
EDAD TOTAL NIÑOS NIÑOS *

EDAD DE

MUJERES H.A.C.V. SOBREV. * 00 01 02 03 04
T O T A L F A I S

15	12,943	214	101	201	-	-	-	-
16	12,645	531	47	539	197	-	-	-
17	12,998	1,222	1,144	646	303	219	-	-
18	12,922	2,342	2,193	612	570	355	207	-
19	12,857	4,036	3,823	1,233	789	621	405	222
20	12,001	5,333	5,033	1,338	912	917	610	370
21	11,953	6,924	6,503	1,483	1,147	1,075	777	575
22	12,196	9,461	8,951	1,722	1,259	1,362	1,108	878
23	11,449	10,451	9,912	1,579	1,253	1,456	1,274	1,010
24	10,835	11,170	11,170	1,520	1,199	1,396	1,299	1,221
25	10,192	12,000	12,000	1,446	1,166	1,319	1,229	1,254
26	9,972	14,260	13,643	1,596	1,176	1,377	1,349	1,323
27	9,660	15,233	14,573	1,314	1,076	1,358	1,263	1,266
28	9,345	16,733	15,921	1,213	1,046	1,162	1,285	1,344
29	8,096	15,364	14,712	1,006	853	1,078	1,087	1,101
30	8,911	18,014	17,003	901	890	1,165	1,122	1,274
31	7,666	16,613	15,673	703	663	794	906	912
32	8,724	21,162	20,343	833	659	969	966	1,060
33	7,723	19,623	18,543	706	672	792	829	886
34	7,186	18,903	17,761	606	501	628	716	694
35	7,157	19,331	18,213	516	476	604	616	683
36	7,249	21,473	20,363	463	439	537	601	662
37	7,675	23,336	22,303	326	343	443	481	566
38	7,013	22,433	21,344	327	321	424	444	506
39	5,173	23,434	22,331	244	246	290	363	458
40	6,644	22,127	21,037	222	249	355	332	403
41	5,205	18,913	17,441	134	146	189	225	322
42	7,246	27,160	26,047	196	196	226	312	432
43	5,416	27,733	26,633	122	170	166	238	251
44	4,005	18,031	17,121	66	60	138	166	181
45	5,253	20,733	19,612	51	68	97	147	172
46	4,716	17,711	17,512	64	47	69	106	143
47	4,005	15,567	15,432	32	36	51	73	112
48	5,115	21,776	21,636	26	39	44	61	109
49	4,602	17,766	17,666	33	32	38	37	72
50	5,639	23,333	23,322	-	32	38	33	76
51	4,021	17,637	17,622	-	-	32	37	29
52	5,794	25,311	25,267	-	-	-	54	40
53	4,337	19,366	19,366	-	-	-	-	29
54	4,446	20,332	20,332	-	-	-	-	-
55	4,326	19,311	19,311	-	-	-	-	-
56	3,931	17,336	17,336	-	-	-	-	-
57	3,463	15,247	15,247	-	-	-	-	-
58	3,577	15,334	15,334	-	-	-	-	-
59	2,940	12,334	12,334	-	-	-	-	-
60	4,016	16,112	16,112	-	-	-	-	-
61	2,635	11,033	11,033	-	-	-	-	-
62	3,385	14,224	14,224	-	-	-	-	-
63	2,848	12,372	12,372	-	-	-	-	-
64	2,841	12,362	12,362	-	-	-	-	-

TOTAL
ICS HIJCS SPECICS

05	06	07	08	09	10	11	12	13	14
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
219	-	-	-	-	-	-	-	-	-
327	210	-	-	-	-	-	-	-	-
593	405	206	-	-	-	-	-	-	-
627	570	394	225	-	-	-	-	-	-
657	810	505	347	159	-	-	-	-	-
1,133	909	766	610	341	152	-	-	-	-
1,235	1,143	1,078	852	535	365	163	-	-	-
1,231	1,290	1,214	1,051	819	525	295	130	-	-
1,317	1,399	1,378	1,294	1,052	800	552	342	161	-
1,310	1,399	1,236	1,197	1,121	843	640	435	206	127
1,267	1,327	1,177	1,431	1,269	1,138	940	732	484	257
1,015	1,061	1,188	1,153	1,213	1,119	983	744	557	356
1,201	1,277	1,381	1,436	1,549	1,467	1,323	1,230	984	788
965	1,052	1,234	1,353	1,350	1,373	1,280	1,157	1,044	840
823	944	1,080	1,203	1,210	1,258	1,316	1,146	1,017	945
812	929	990	1,117	1,249	1,213	1,271	1,180	1,137	1,035
724	841	1,272	1,133	1,148	1,266	1,303	1,308	1,209	1,282
686	792	783	951	1,012	1,136	1,127	1,171	1,246	1,265
650	714	797	973	944	1,196	1,234	1,214	1,224	1,334
473	510	662	753	778	871	1,067	1,015	1,093	1,198
464	531	661	691	769	868	934	581	1,055	1,179
329	365	492	459	556	721	745	853	835	966
436	539	674	697	755	956	978	1,116	1,103	1,276
267	327	329	475	524	713	581	787	766	841
241	318	304	357	410	521	555	635	591	767
202	256	353	392	383	517	538	645	676	695
150	210	269	323	375	443	477	565	592	701
126	150	255	281	385	392	415	475	521	627
105	165	200	228	285	302	390	553	505	600
83	120	145	184	239	330	357	356	510	531
78	98	172	184	216	281	300	431	453	502
43	71	98	103	144	191	217	265	345	417
44	48	76	121	183	211	306	420	383	546
40	41	65	78	109	173	191	262	330	371
36	27	52	40	76	100	164	206	274	326
-	42	34	56	71	74	114	145	201	238
-	-	33	54	41	83	94	120	148	181
-	-	-	25	27	45	38	70	117	140
-	-	-	-	19	40	38	59	78	122
-	-	-	-	-	15	17	38	48	51
-	-	-	-	-	-	34	36	41	64
-	-	-	-	-	-	-	26	37	21
-	-	-	-	-	-	-	-	19	36
-	-	-	-	-	-	-	-	-	23

20,225 20,812 21,662 21,911 21,255 21,686 21,039 20,880 20,116 20,858

TABLA A

0.89189	0.89751	0.90285	0.90863	0.91430	0.92012	0.92581	0.93150	0.93725	0.94295	0.94866	0.95442	0.96038	0.96674	0.97741
---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

TABLA B															
CHILE:RELACIONES DE SOBREVIVENCIA PARA EL REJUVENECIMIENTO DE LA POBLACION FEMENINA EN CADA AÑO ANTERIOR AL CENSO.															
EDAD SEGUN CADA COHORTE.	1967			A 1982											
CENSO	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
15															0.99978
16														0.99929	0.99977
17														0.99925	0.99976
18												0.99773	0.99827	0.99919	0.99974
19											0.99776	0.99833	0.99892	0.99914	0.99972
20											0.99715	0.99778	0.99843	0.99908	0.99971
21									0.99567	0.99630	0.99697	0.99767	0.99836	0.99903	0.99969
22								0.99467	0.99533	0.99605	0.99679	0.99753	0.99826	0.99897	0.99967
23							0.99355	0.99426	0.99501	0.99581	0.99662	0.99740	0.99817	0.99893	0.99966
24						0.99237	0.99312	0.99391	0.99476	0.99561	0.99644	0.99725	0.99806	0.99886	0.99964
25					0.99106	0.99183	0.99266	0.99356	0.99447	0.99535	0.99622	0.99711	0.99798	0.99882	0.99963
26				0.98962	0.99043	0.99131	0.99226	0.99322	0.99417	0.99510	0.99604	0.99696	0.99787	0.99876	0.99960
27			0.98809	0.98893	0.98985	0.99084	0.99186	0.99285	0.99383	0.99484	0.99584	0.99683	0.99778	0.99869	0.99958
28		0.98639	0.98727	0.98823	0.98928	0.99036	0.99140	0.99245	0.99352	0.99459	0.99564	0.99665	0.99765	0.99862	0.99956
29	0.98451	0.98543	0.98644	0.98754	0.98869	0.98980	0.99090	0.99203	0.99316	0.99427	0.99536	0.99642	0.99747	0.99850	0.99952
30	0.98349	0.98454	0.98568	0.98687	0.98801	0.98917	0.99037	0.99157	0.99275	0.99392	0.99506	0.99619	0.99730	0.99839	0.99949
31	0.98239	0.98358	0.98482	0.98603	0.98725	0.98851	0.98977	0.99102	0.99226	0.99348	0.99468	0.99588	0.99706	0.99826	0.99943
32	0.98121	0.98252	0.98380	0.98508	0.98640	0.98772	0.98905	0.99036	0.99167	0.99294	0.99422	0.99551	0.99681	0.99810	0.99939
33	0.98008	0.98144	0.98280	0.98419	0.98559	0.98698	0.98836	0.98974	0.99109	0.99246	0.99383	0.99520	0.99659	0.99798	0.99935
34	0.97874	0.98019	0.98166	0.98311	0.98459	0.98606	0.98751	0.98895	0.99040	0.99186	0.99334	0.99484	0.99634	0.99785	0.99932
35	0.97736	0.97892	0.98048	0.98203	0.98356	0.98508	0.98660	0.98813	0.98969	0.99127	0.99288	0.99449	0.99611	0.99770	0.99926
36	0.97591	0.97757	0.97921	0.98081	0.98241	0.98401	0.98564	0.98729	0.98896	0.99067	0.99240	0.99413	0.99586	0.99756	0.99922
37	0.97433	0.97607	0.97779	0.97947	0.98116	0.98287	0.98460	0.98638	0.98820	0.99004	0.99190	0.99375	0.99557	0.99738	0.99916
38	0.97265	0.97446	0.97624	0.97801	0.97981	0.98164	0.98351	0.98543	0.98739	0.98936	0.99134	0.99331	0.99527	0.99719	0.99909
39	0.97082	0.97270	0.97457	0.97646	0.97837	0.98035	0.98237	0.98444	0.98653	0.98864	0.99075	0.99285	0.99493	0.99699	0.99901
40	0.96871	0.97068	0.97266	0.97468	0.97676	0.97890	0.98108	0.98330	0.98554	0.98779	0.99004	0.99226	0.99448	0.99670	0.99894
41	0.96653	0.96862	0.97073	0.97290	0.97515	0.97743	0.97976	0.98213	0.98452	0.98692	0.98931	0.99169	0.99407	0.99645	0.99884
42	0.96415	0.96636	0.96862	0.97097	0.97337	0.97584	0.97833	0.98086	0.98340	0.98594	0.98848	0.99103	0.99358	0.99615	0.99874
43	0.96164	0.96401	0.96644	0.96895	0.97153	0.97416	0.97682	0.97951	0.98221	0.98492	0.98763	0.99034	0.99308	0.99585	0.99864
44	0.95903	0.96155	0.96415	0.96685	0.96961	0.97242	0.97526	0.97811	0.98097	0.98386	0.98674	0.98966	0.99259	0.99555	0.99854
45	0.95633	0.95901	0.96178	0.96467	0.96761	0.97060	0.97361	0.97664	0.97968	0.98273	0.98581	0.98892	0.99206	0.99523	0.99843
46	0.95348	0.95633	0.95930	0.96237	0.96550	0.96866	0.97185	0.97507	0.97829	0.98155	0.98484	0.98815	0.99150	0.99488	0.99832
47	0.95052	0.95356	0.95671	0.95998	0.96330	0.96665	0.97003	0.97342	0.97685	0.98031	0.98379	0.98732	0.99087	0.99447	0.99817
48	0.94738	0.95059	0.95393	0.95741	0.96092	0.96446	0.96802	0.97162	0.97525	0.97893	0.98262	0.98635	0.99013	0.99401	0.99801
49	0.94407	0.94748	0.95102	0.95468	0.95839	0.96213	0.96590	0.96971	0.97354	0.97741	0.98132	0.98528	0.98933	0.99350	0.99784
50	0.94054	0.94414	0.94786	0.95173	0.95562	0.95956	0.96352	0.96754	0.97158	0.97565	0.97979	0.98402	0.98837	0.99290	0.99764
51	0.93674	0.94053	0.94445	0.94850	0.95261	0.95676	0.96094	0.96516	0.96942	0.97373	0.97812	0.98265	0.98737	0.99229	0.99743
52	0.93266	0.93663	0.94074	0.94501	0.94933	0.95368	0.95807	0.96249	0.96696	0.97151	0.97623	0.98113	0.98625	0.99160	0.99720
53	0.92816	0.93229	0.93660	0.94107	0.94559	0.95014	0.95473	0.95937	0.96411	0.96900	0.97408	0.97940	0.98496	0.99078	0.99691
54	0.92318	0.92751	0.93201	0.93669	0.94140	0.94615	0.95095	0.95585	0.96090	0.96615	0.97166	0.97743	0.98347	0.98983	0.99658
55	0.91759	0.92211	0.92680	0.93167	0.93668	0.94155	0.94661	0.95182	0.95726	0.96298	0.96892	0.97517	0.98176	0.98873	0.99619
56	0.91137	0.91607	0.92096	0.92602	0.93114	0.93635	0.94173	0.94733	0.95321	0.95937	0.96582	0.97262	0.97982	0.98750	0.99577
57	0.90458	0.90949	0.91457	0.91984	0.92520	0.93073	0.93648	0.94252	0.94886	0.95551	0.96253	0.96996	0.97786	0.98634	0.99539
58	0.89741	0.90251	0.90780	0.91331	0.91898	0.92489	0.93110	0.93763	0.94445	0.95168	0.95931	0.96743	0.97613	0.98542	0.99514
59	0.89000	0.89531	0.90083	0.90664	0.91270	0.91907	0.92577	0.93282	0.94028	0.94813	0.95646	0.96537	0.97487	0.98482	0.99498
60	0.88249	0.88805	0.89389	0.90010	0.90663	0.91350	0.92074	0.92836	0.93641	0.94495	0.95407	0.96378	0.97397	0.98462	0.99490
61	0.87485	0.88071	0.88692	0.89360	0.90063	0.90804	0.91585	0.92409	0.93282	0.94214	0.95205	0.96246	0.97319	0.98401	0.99477
62	0.86668	0.87288	0.87953	0.88672	0.89431	0.90230	0.91074	0.91967	0.92918	0.93928	0.94991	0.96092	0.97206	0.98324	0.99447
63	0.85762	0.86423	0.87136	0.87910	0.88724	0.89585	0.90494	0.91460	0.92487	0.93570	0.94695	0.95843	0.97000	0.98170	0.99386
64	0.84721	0.85425	0.86187	0.87017	0.87892	0.88816	0.89797	0.90840	0.91940	0.93087	0.94263	0.95456	0.96669	0.97932	0.99296

CUADRO 2.1

REGION METROPOLITANA: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LAS FAMILIAS DE COALE-DEMENY
CENSO DE 1970

ANOS	OESTE	NORTE	SUR	ESTE
1955	3.509	3.548	3.596	3.545
1956	3.670	3.709	3.753	3.705
1957	4.059	4.099	4.142	4.093
1958	3.715	3.749	3.783	3.742
1959	3.804	3.789	3.901	3.865
1960	4.033	4.063	4.091	4.056
1961	3.989	4.015	4.040	4.008
1962	4.145	4.168	4.191	4.161
1963	3.876	3.892	3.914	3.889
1964	3.785	3.795	3.819	3.796
1965	3.512	3.515	3.540	3.521
1966	3.306	3.301	3.329	3.314
1967	3.212	3.198	3.231	3.221
1968	2.475	2.461	2.487	2.485
1969	2.414	2.404	2.422	2.424

CUADRO 2.2

REGION METROPOLITANA: TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LAS FAMILIAS DE COALE-DEMENY
CENSO DE 1982

ANOS	OESTE	NORTE	SUR	ESTE
1967	3.511	3.525	3.554	3.539
1968	3.257	3.269	3.294	3.291
1969	3.203	3.213	3.236	3.224
1970	3.207	3.216	3.237	3.225
1971	3.174	3.163	3.203	3.203
1972	2.950	2.956	2.973	2.963
1973	3.021	3.027	3.043	3.032
1974	2.900	2.905	2.920	2.910
1975	2.614	2.617	2.630	2.621
1976	2.382	2.384	2.396	2.388
1977	2.568	2.568	2.582	2.574
1978	2.479	2.476	2.491	2.484
1979	2.472	2.467	2.484	2.477
1980	2.128	2.123	2.136	2.133
1981	2.635	2.629	2.640	2.640

CUADRO 2.3

CHILE (TOTAL PAIS): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LAS FAMILIAS DE COALE-DEMENY
CENSO DE 1970

ANOS	OESTE	NORTE	SUR	ESTE
1955	5.011	5.090	5.154	5.079
1956	5.013	5.088	5.144	5.074
1957	5.523	5.601	5.655	5.584
1958	4.946	5.011	5.051	4.995
1959	5.178	5.116	5.325	5.282
1960	5.233	5.291	5.322	5.274
1961	5.312	5.364	5.393	5.348
1962	5.455	5.500	5.528	5.487
1963	5.140	5.173	5.201	5.165
1964	5.058	5.079	5.112	5.078
1965	4.903	4.911	4.950	4.920
1966	4.673	4.666	4.713	4.690
1967	4.268	4.247	4.298	4.285
1968	3.370	3.332	3.388	3.389
1969	3.262	3.219	3.273	3.279

CUADRO 2.4

CHILE (TOTAL PAIS): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LAS FAMILIAS DE COALE-DEMENY
CENSO DE 1982

ANOS	OESTE	NORTE	SUR	ESTE
1967	4.333	4.361	4.430	4.371
1968	4.010	4.034	4.091	4.042
1969	4.018	4.040	4.091	4.046
1970	3.862	3.881	3.923	3.885
1971	3.803	3.790	3.882	3.846
1972	3.599	3.612	3.642	3.615
1973	3.596	3.607	3.634	3.610
1974	3.425	3.434	3.457	3.437
1975	3.140	3.146	3.165	3.148
1976	2.956	2.960	2.977	2.963
1977	2.982	2.983	3.001	2.988
1978	2.868	2.864	2.883	2.873
1979	2.834	2.826	2.847	2.840
1980	2.417	2.408	2.427	2.423
1981	2.832	2.833	2.839	2.838

CUADRO 2.5

HONDURAS (EDENH II): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LAS FAMILIAS DE COALE-DEMEY
CENSO DE 1982

ANOS	OESTE	NORTE	SUR	ESTE
1969	6.739	6.860	6.948	6.845
1970	6.387	6.496	6.565	6.478
1971	6.650	6.757	6.821	6.738
1972	6.649	6.748	6.801	6.727
1973	6.150	6.196	6.327	6.308
1974	6.488	6.568	6.606	6.548
1975	6.725	6.797	6.835	6.780
1976	6.949	7.011	7.049	6.998
1977	6.602	6.647	6.687	6.642
1978	6.442	6.469	6.515	6.474
1979	6.649	6.656	6.717	6.678
1980	6.148	6.133	6.203	6.175
1981	6.113	6.112	6.198	6.143
1982	5.814	5.765	5.842	5.852
1983	5.678	5.647	5.698	5.730

CUADRO 2.6

CHILE (TOTAL PAIS): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN LA MORTALIDAD OBSERVADA EN EL PERIODO
CENSOS DE 1970 Y 1982

CENSO 1970			CENSO 1982		
ANOS	TABLA 1969-70	SEGUN COHORTE	ANOS	TABLA 1980-85	SEGUN COHORTE
1955	4.999	5.271	1967	4.266	4.555
1956	5.001	5.271	1968	3.944	4.196
1957	5.509	5.811	1969	3.947	4.185
1958	4.933	5.186	1970	3.789	4.003
1959	5.281	5.266	1971	3.788	3.772
1960	5.218	5.473	1972	3.524	3.691
1961	5.296	5.523	1973	3.518	3.669
1962	5.438	5.639	1974	3.349	3.476
1963	5.124	5.283	1975	3.067	3.169
1964	5.044	5.170	1976	2.887	2.969
1965	4.893	4.987	1977	2.912	2.980
1966	4.671	4.734	1978	2.800	2.852
1967	4.275	4.310	1979	2.769	2.806
1968	3.389	3.400	1980	2.365	2.385
1969	3.285	3.293	1981	2.786	2.796

CUADRO 2.8

CHILE (TOTAL PAIS): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN MORTALIDAD VARIABLE, POBLACION CORREGIDA
POR OMISION CENSAL. CENSO DE 1982

ANOS	GRUPOS QUINQ.	SOLO NINOS *	SOLO MUJERES *	AMBAS POBLA. *
1967	4.555	4.573	4.505	4.523
1968	4.191	4.375	4.144	4.320
1969	4.177	4.279	4.125	4.217
1970	3.990	4.086	3.937	4.018
1971	3.754	3.672	3.702	3.604
1972	3.703	3.704	3.617	3.629
1973	3.679	3.597	3.590	3.520
1974	3.489	3.469	3.405	3.398
1975	3.184	3.309	3.107	3.244
1976	2.989	3.228	2.917	3.171
1977	3.095	2.929	2.937	2.886
1978	2.971	2.822	2.818	2.789
1979	2.933	2.892	2.784	2.869
1980	2.500	2.905	2.374	2.891
1981	2.941	2.931	2.793	2.927

* LA CORRECCION ES POR EDADES SIMPLES

CUADRO 2.7

CHILE (TOTAL PAIS): TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD
SEGUN MORTALIDAD VARIABLE, POBLACION CORREGIDA
POR OMISION CENSAL. CENSO DE 1970

ANOS	GRUPOS QUINQ.	SOLO NINOS *	SOLO MUJERES *	AMBAS POBLA. *
1955	5.108	5.418	5.231	5.377
1956	5.120	5.451	5.232	5.410
1957	5.644	5.561	5.768	5.520
1958	5.047	5.668	5.132	5.609
1959	5.124	5.165	5.213	5.113
1960	5.404	5.687	5.412	5.623
1961	5.454	5.640	5.437	5.553
1962	5.568	5.688	5.559	5.608
1963	5.219	5.569	5.187	5.468
1964	5.110	5.331	5.076	5.234
1965	5.506	5.345	4.875	5.221
1966	5.232	5.107	4.636	5.002
1967	4.768	4.680	4.209	4.571
1968	3.768	4.323	3.319	4.221
1969	3.653	4.257	3.208	4.147

* LA CORRECCION ES POR EDADES SIMPLES

CUADRO 2.9
CHILE: PORCENTAJES DE DESCENSO DEL NIVEL DE LA FECUNDIDAD
SEGUN CADA UNA DE LAS VARIANTES UTILIZADAS.
CENSOS DE 1970 Y 1982

VARIANTES	1955-1969	1967-1981
ESTE	34.9	34.6
ESTE	35.4	35.1
TABLA DE VIDA	34.3	34.5
MORTA. VARIABLE	37.5	38.6
VARIAB. Y OMISION GRUP. QUINQUEN.	28.5	35.4
VARIAB. Y OMISION DE NINOS	21.4	35.9
VARIAB. Y OMISION DE MUJERES	38.7	38.0
VARIAB. Y OMISION NINOS Y MUJERES	22.9	35.3

FUENTE: Tablas 2.3 - 2.4 - 2.5 - 2.6 - 2.7 - 2.8